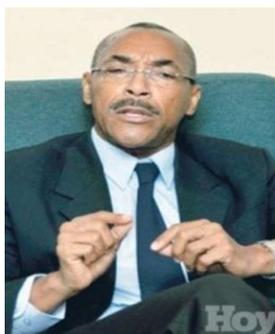


Dr. Manuel de Jesús Linares Jiménez



Obras Completas

Tomo 80

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral.
Investigación publicada en el mes de noviembre de 2018.

APORTE DOMINICANO AL MARXISMO DESDE LA ECONOMETRÍA Y EL CÁLCULO DIFERENCIAL E INTEGRAL

Autor: Dr. Manuel Linares
829-637-9303

1ra. Edición, forma digital:
(Noviembre, 2018).

2da. Edición, forma digital:
2023.

Manuel Linares es el único responsable de las enmiendas introducidas para la edición digital.

ÍNDICE GENERAL**CUADROS ESTADÍSTICOS PRESENTADOS 9****GRÁFICOS PRESENTADOS 79****PREFACIO AL TOMO 80 85****I...442-551**

FRAGMENTOS EXTRAÍDOS DEL LIBRO *EL CAPITALISMO DOMINICANO*, EDICIÓN EN FORMATO FÍSICO, CAPÍTULO VI (TOMO I, 1900-1960): EL CAPITALISMO EN LA INDUSTRIA DOMINICANA, DESDE LA PÁGINA 442 HASTA LA 551.

II.....145-182; 207-292

FRAGMENTOS EXTRAÍDOS DEL LIBRO *EL CAPITALISMO DOMINICANO*, EDICIÓN EN FORMATO FÍSICO, CAPÍTULO VIII (TOMO II, 1961-1978): AUGE Y REZAGO DE LA AGRICULTURA DOMINICANA, DESDE LA PÁGINA 145 HASTA LA 182. E IGUALMENTE REPRODUCIREMOS LA SECCIÓN A (SECTOR INDUSTRIAL MANUFACTURERO), DEL CAPÍTULO IX (INDUSTRIA MANUFACTURERA: EXPANSIÓN Y ESTANCAMIENTO), DESDE LA PÁGINA 207 HASTA LA 292.

III...306-331

FRAGMENTOS EXTRAÍDOS DEL LIBRO *EL CAPITALISMO DOMINICANO*, CAPÍTULO IX (TOMO II, 1961-1978): INDUSTRIA MANUFACTURERA, EXPANSIÓN Y ESTANCAMIENTO, DESDE LA PÁGINA 306 HASTA LA 331.

IV...331-354

EN ESTA CUARTA PARTE, REPRODUCIMOS LA SECCIÓN C (INDUSTRIA AZUCARERA), DEL CAPÍTULO IX (INDUSTRIA MANUFACTURERA: EXPANSIÓN Y ESTANCAMIENTO), CORRESPONDIENTE AL TOMO II, DE NUESTRA INVESTIGACIÓN *EL CAPITALISMO DOMINICANO*, SUBPERÍODO 1961-2010, DESDE LA PÁGINA 331 HASTA LA 354.

V...354-378

EN ESTA QUINTA PARTE, REPRODUCIMOS LA SECCIÓN D (INDUSTRIA DE ZONAS FRANCAS), DEL CAPÍTULO IX (INDUSTRIA MANUFACTURERA: EXPANSIÓN Y ESTANCAMIENTO), CORRESPONDIENTE AL TOMO II, DE NUESTRA INVESTIGACIÓN *EL CAPITALISMO DOMINICANO*, SUBPERÍODO 1961-2010, DESDE LA PÁGINA 354 HASTA LA 378.

VI...414-445

EN ESTA SEXTA PARTE, REPRODUCIMOS FRAGMENTOS DEL CAPÍTULO X, COMENZANDO EN EL ACÁPITE 10.7.2.8. MODELOS ECONOMÉTRICOS, PROYECCIONES Y ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD OCUPACIONAL, PÁGINA 414, HASTA EL ACÁPITE 10.8.2.5.6 TRAYECTORIA TEMPORAL DEL DESEMPLEO, INCLUSIVE, PÁGINA 445, CORRESPONDIENTE AL TOMO II, DE NUESTRA INVESTIGACIÓN *EL CAPITALISMO DOMINICANO*, SUBPERÍODO 1961-2010.

VII...506-635

En esta séptima parte, reproduciremos fragmentos del capítulo XI (EL FRACASO DEL CAPITALISMO DOMINICANO), tomo II, subperíodo 1961-1978, acápite 11.3.4. Competitividad industrial, hasta el acápite 11.9.7 Juicios críticos, inclusive, abarcando las paginas 506-635.

BIBLIOGRAFÍA

CUADROS ESTADÍSTICOS PRESENTADOS

Cuadro 1

Distribución de la inversión extranjera directa a escala mundial (1986-2001)
(%)

Cuadro 2

Índice de adelanto tecnológico (IAT) a escala mundial (2001)

CAPÍTULO I

Cuadro 3

Número y superficie total de fincas (Año 1950)

Cuadro 4

Número y superficie total de fincas (Año 1960)

Cuadro 5

Número total de fincas y superficie, según su extensión (Año 1950)

Cuadro 6

Fincas y superficie, por grupos campesinos (Año 1950)

Cuadro 7

Fincas y superficie total por tamaño de las fincas (Año 1960)

Cuadro 8

Número total de fincas y superficie, según su extensión (Año 1950)

Cuadro 9

Número total de fincas y superficie, según su extensión (Año 1960)

Cuadro 10

Número de fincas según diferentes regímenes de explotación (Año 1950)

Cuadro 11

Superficie de las fincas, según diferentes regímenes de explotación (Año 1960)

Cuadro 12

Superficie de las fincas arrendadas según su tamaño (Año 1960)

Cuadro 13

Distribución de la superficie de las fincas arrendadas según grupos campesinos (Año 1960)

Cuadro 14

Número de cabezas de ganado vacuno, por provincia (Año 1950)

Cuadro 15

Número de fincas sin ganado vacuno, por provincia (Año 1950)

Cuadro 16

Número de fincas según la posesión de ganado vacuno (Año 1950)

Cuadro 17

Número de cabezas de ganado vacuno, por provincia (Año 1960)

Cuadro 18

Número de productores según la posesión de ganado vacuno (Año 1960)

Cuadro 19

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas (Año 1950)

Cuadro 20

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas (Año 1960)

Cuadro 21

Número de fincas informantes por tipo de fuerza motriz utilizada según tamaño y provincias (Año 1960)

Cuadro 22

Grupos campesinos, por proporción de tipo de fuerza motriz utilizada en las fincas (Año 1960)

Cuadro 23

Personal ocupado en las labores agrícolas por condición de remunerado, según tamaño de la finca (Año 1960)

Cuadro 24

Personal ocupado por grupos campesinos (Año 1960)

Cuadro 25

Trabajo familiar y trabajo asalariado (Año 1960)

Cuadro 26

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia La Altagracia (Año 1950)

Cuadro 27

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia La Altagracia (Año 1950)

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

Cuadro 28

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini, Provincia La Altagracia (Año 1950)

Cuadro 29

Número de fincas, según número específico de ganado vacuno, en la Provincia La Altagracia (Año 1950)

Cuadro 30

Distribución del ganado vacuno, por grupos campesinos, en la Provincia La Altagracia (Año 1950)

Cuadro 31

Superficie de las fincas por el régimen de tenencia de las tierras, según el tamaño, en la Provincia La Altagracia (Año 1960)

Cuadro 32

Tierra arrendada, por grupos campesinos, Provincia La Altagracia (Año 1960)

Cuadro 33

Distribución por clase de los implementos agrícolas y maquinarias en las fincas de la Provincia La Altagracia (Año 1960)

Cuadro 34

Número de fincas informantes por tipo de fuerza motriz utilizada según tamaño en la Provincia La Altagracia (Año 1960)

Cuadro 35

Proporción de tipo de fuerza motriz utilizada en las fincas, Provincia La Altagracia, por grupos campesinos (Año 1960)

Cuadro 36

Personal ocupado en las labores agrícolas por condición de remunerado, según tamaño de la finca en la Provincia La Altagracia (Año 1960)

Cuadro 37

Obreros agrícolas contratados, según el tamaño de las fincas, por grupos campesinos, en la Provincia La Altagracia (Año 1960)

Cuadro 38

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia El Seibo (Año 1950)

Cuadro 39

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia del Seibo (Año 1950)

Cuadro 40

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia El Seibo (Año 1950)

Cuadro 41
Número de fincas, según número específico de ganado vacuno, en la Provincia El Seibo (Año 1950)

Cuadro 42
Distribución del ganado vacuno, por grupos campesinos, en la Provincia El Seibo (Año 1950)

Cuadro 43
Superficie de las fincas por el régimen de tenencia de las tierras según tamaño en la Provincia El Seibo (Año 1960)

Cuadro 44
Tierra arrendada, por grupos campesinos, en la Provincia El Seibo (Año 1960)

Cuadro 45
Distribución por clase de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas de la Provincia El Seibo (Año 1960)

Cuadro 46
Número de fincas informantes por tipo de fuerza motriz utilizada según tamaño en la Provincia El Seibo (Año 1960)

Cuadro 47
Grupos campesinos, por proporción de tipo de fuerza motriz utilizada en las fincas Provincia El Seibo (Año 1960)

Cuadro 48
Personal ocupado en las labores agrícolas, por condición de remunerado, según tamaño de la finca en la Provincia El Seibo (Año 1960)

Cuadro 49
Obreros agrícolas contratados, según el tamaño de las fincas, por grupos campesinos, en la Provincia El Seibo (Año 1960)

Cuadro 50
Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia San Pedro de Macorís (Año 1950)

Cuadro 51
Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia de San Pedro de Macorís (Año 1950)

Cuadro 52
Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia de San Pedro de Macorís (Año 1950)

Cuadro 53

Número de fincas, según número específico de ganado vacuno, en la Provincia San Pedro de Macorís (Año 1950)

Cuadro 54

Superficie de las fincas por el régimen de tenencia de las tierras según tamaño en la Provincia de San Pedro de Macorís (Año 1960)

Cuadro 55

Tierra arrendada, por grupos campesinos, en la Provincia de San Pedro de Macorís (Año 1960)

Cuadro 56

Distribución por clase de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas de la Provincia de San Pedro de Macorís (Año 1960)

Cuadro 57

Número de fincas informantes por tipo de fuerza motriz utilizada según tamaño en la Provincia San Pedro de Macorís (Año 1960)

Cuadro 58

Personal ocupado en las labores agrícolas por condición de remunerado, según tamaño de la finca en la Provincia San Pedro de Macorís (Año 1960)

Cuadro 59

Obreros agrícolas contratados, según el tamaño de las fincas, por grupos campesinos, en la Provincia de San Pedro de Macorís (Año 1960)

Cuadro 60

Grupo campesino acomodado

Cuadro 61

Grupo campesino pobre

Cuadro 62

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia de La Vega (Año 1950)

Cuadro 63

Porcientos de fincas y superficie en poder de los grupos campesinos, en la Provincia de La Vega (Año 1950)

Cuadro 64

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini, Provincia de La Vega (Año 1950)

Cuadro 65

Número de fincas, según número específico de ganado vacuno, en la Provincia de La Vega (Año 1950)

Cuadro 66

Fincas y ganado vacuno, por grupos campesinos, en la Provincia de La Vega (Año 1950)

Cuadro 67

Superficie de las fincas por el régimen de tenencia de las tierras según tamaño en la Provincia de La Vega (Año 1960)

Cuadro 68

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas de la Provincia de La Vega (Año 1960)

Cuadro 69

Número de fincas informantes por tipo de fuerza motriz utilizada según tamaño en la Provincia de La Vega (Año 1960)

Cuadro 70

Grupos campesinos, por proporción de tipo de fuerza motriz utilizada en las fincas Provincia de La Vega (Año 1960)

Cuadro 71

Personal ocupado en las labores agrícolas por condición de remunerado, según tamaño de la finca en la Provincia de La Vega (Año 1960)

Cuadro 72

Obreros agrícolas contratados, según el tamaño de las fincas, por grupos campesinos, en la Provincia La Vega (Año 1960)

Cuadro 73

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia de Santiago (Año 1950)

Cuadro 74

Porcientos de fincas y superficie en poder de los grupos campesinos, en la Provincia de Santiago (Año 1950)

Cuadro 75

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini, Provincia de Santiago (Año 1950)

Cuadro 76

Número de fincas, según número específico de ganado vacuno, en la Provincia de Santiago (Año 1950)

Cuadro 77

Fincas y ganado vacuno, por grupos campesinos, en la Provincia de Santiago (Año 1950)

Cuadro 78

Superficie de las fincas por el régimen de tenencia de las tierras según tamaño en la Provincia de Santiago (Año 1960)

Cuadro 79

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas de la Provincia de Santiago (Año 1960)

Cuadro 80

Número de fincas informantes por tipo de fuerza motriz utilizada según tamaño en la Provincia de Santiago (Año 1960)

Cuadro 81

Grupos campesinos, por proporción de tipo de fuerza motriz utilizada en las fincas Provincia de Santiago (Año 1960)

Cuadro 82

Personal ocupado en las labores agrícolas por condición de remunerado, según tamaño de la finca en la de Provincia Santiago (Año 1960)

Cuadro 83

Obreros agrícolas contratados, según el tamaño de las fincas, por grupos campesinos, en la Provincia de Santiago (Año 1960)

Cuadro 84

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia Espaillat, (Año 1950)

Cuadro 85

Porciento de fincas y superficie en poder de los grupos campesinos, en la Provincia Espaillat (Año 1950)

Cuadro 86

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia Espaillat (Año 1950)

Cuadro 87

Número de fincas, según número específico de ganado vacuno, en la Provincia Espaillat (Año 1950)

Cuadro 88

Fincas y ganado vacuno, por grupos campesinos, Provincia Espaillat (Año 1950)

Cuadro 89

Superficie de las fincas por el régimen de tenencia de las tierras según tamaño en la Provincia Espaillat (Año 1960)

Cuadro 90

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas de la Provincia Espaillat (Año 1960)

Cuadro 91

Número de fincas informantes por tipo de fuerza motriz utilizada según tamaño en la Provincia Espaillat (Año 1960)

Cuadro 92

Grupos campesinos, por proporción de tipo de fuerza motriz utilizada en las fincas Provincia Espaillat (Año 1960)

Cuadro 93

Personal ocupado en las labores agrícolas por condición de remunerado, según tamaño de la finca en la Provincia Espaillat (Año 1960)

Cuadro 94

Obreros agrícolas contratados, según el tamaño de las fincas, por grupos campesinos, en la Provincia Espaillat (Año 1960)

Cuadro 95

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia Duarte, censo agropecuario, 1950

Cuadro 96

Porcentos de fincas y superficie en poder de los grupos campesinos, en la Provincia Duarte (Año 1950)

Cuadro 97

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia Duarte (Año 1950)

Cuadro 98

Número de fincas, según número específico de ganado vacuno, en la Provincia Duarte (Año 1950)

Cuadro 99

Fincas y ganado vacuno, por grupos campesinos, Provincia Duarte (Año 1950)

Cuadro 100

Superficie de las fincas, por el régimen de tenencia de las tierras, según tamaño en la Provincia Duarte (Año 1960)

Cuadro 101

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas de la Provincia Duarte (Año 1960)

Cuadro 102

Número de fincas informantes por tipo de fuerza motriz utilizada según tamaño en la Provincia Duarte (Año 1960)

Cuadro 103

Grupos campesinos, por proporción de tipo de fuerza motriz utilizada en las fincas Provincia Duarte (Año 1960)

Cuadro 104

Personal ocupado en las labores agrícolas por condición de remunerado, según tamaño de la finca, en la Provincia Duarte (Año 1960)

Cuadro 105

Obreros agrícolas contratados, según el tamaño de las fincas, por grupos campesinos, en la Provincia Duarte (Año 1960)

Cuadro 106

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia de Puerto Plata (Año 1950)

Cuadro 107

Porcientos de fincas y superficie en poder de los grupos campesinos, en la provincia de Puerto Plata (Año 1950)

Cuadro 108

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini, Provincia Puerto Plata (Año 1950)

Cuadro 109

Número de fincas, según número específico de ganado vacuno, en la Provincia de Puerto Plata (Año 1950)

Cuadro 110

Fincas y ganado vacuno, por grupos campesinos, en la Provincia de Puerto Plata (Año 1950)

Cuadro 111

Superficie de las fincas por el régimen de tenencia de las tierras según tamaño en la Provincia de Puerto Plata (Año 1960)

Cuadro 112

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas de la Provincia de Puerto Plata (Año 1960)

Cuadro 113

Número de fincas informantes por tipo de fuerza motriz utilizada según tamaño en la Provincia de Puerto Plata (Año 1960)

Cuadro 114

Grupos campesinos, por proporción de tipo de fuerza motriz utilizada en las fincas Provincia de Puerto Plata (Año 1960)

Cuadro 115

Personal ocupado en las labores agrícolas por condición de remunerado, según tamaño de la finca, en la Provincia de Puerto Plata (Año 1960)

Cuadro 116

Obreros agrícolas contratados, según el tamaño de las fincas, por grupos campesinos, en la Provincia de Puerto Plata (Año 1960)

Cuadro 117

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia de Samaná (Año 1950)
219

Cuadro 118

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini, Provincia de Samaná (Año 1950)

Cuadro 119

Número de fincas, según número específico de ganado vacuno, en la Provincia de Samaná (Año 1950)

Cuadro 120

Fincas y ganado vacuno, por grupos campesinos, Provincia Samaná (Año 1950)

Cuadro 121

Superficie de las fincas por el régimen de tenencia de las tierras según tamaño en la Provincia de Samaná (Año 1960)

Cuadro 122

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas de la Provincia de Samaná (Año 1960)

Cuadro 123

Número de fincas informantes por tipo de fuerza motriz utilizada según tamaño en la Provincia de Samaná (Año 1960)

Cuadro 124

Grupos campesinos, por proporción de tipo de fuerza motriz utilizada en las fincas Provincia de Samaná (Año 1960)

Cuadro 125

Personal ocupado en las labores agrícolas por condición de remunerado, según tamaño de la finca, en la Provincia de Samaná (Año 1960)

Cuadro 126

Obreros agrícolas contratados, según el tamaño de las fincas, por grupos campesinos, en la Provincia de Samaná (Año 1960)

Cuadro 127

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia Trujillo, censo agropecuario, (Año 1950)

Cuadro 128

Porcientos de fincas y superficie en poder de los grupos campesinos, en la Provincia Trujillo (Año 1950)

Cuadro 129

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia Trujillo (Año 1950)

Cuadro 130

Número de fincas, según número específico de ganado vacuno, en la Provincia Trujillo (Año 1950)

Cuadro 131

Distribución del ganado vacuno, por grupos campesinos, en la Provincia Trujillo (Año 1950)

Cuadro 132

Superficie de las fincas por el régimen de tenencia de las tierras según tamaño en la Provincia San Cristóbal (Año 1960)

Cuadro 133

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas de la Provincia San Cristóbal (Año 1960)

Cuadro 134

Número de fincas informantes por tipo de fuerza motriz utilizada según tamaño en la Provincia San Cristóbal (Año 1960)

Cuadro 135

Grupos campesinos, por proporción de tipo de fuerza motriz utilizada en las fincas Provincia San Cristóbal (Año 1960)

Cuadro 136

Personal ocupado en las labores agrícolas por condición de remunerado, según tamaño de la finca, en la Provincia San Cristóbal (Año 1960)

Cuadro 137

Obreros agrícolas contratados, según el tamaño de las fincas, por grupos campesinos, en la Provincia San Cristóbal (Año 1960)

Cuadro 138

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia Trujillo Valdez, censo agropecuario, (Año 1950)

Cuadro 139

Porcientos de fincas y superficie en poder de los grupos campesinos, en la Provincia Trujillo Valdez (Año 1950)

Cuadro 140

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia de Trujillo Valdez (Año 1950)

Cuadro 141

Número de fincas, según número específico de ganado vacuno, en la Provincia Trujillo Valdez (Año 1950)

Cuadro 142

Distribución del ganado vacuno, por grupos campesinos, en la Provincia Trujillo Valdez (Año 1950)

Cuadro 143

Superficie de las fincas por el régimen de tenencia de las tierras según tamaño en la Provincia Peravia (Año 1960)

Cuadro 144

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas de la Provincia Peravia (Año 1960)

Cuadro 145

Número de fincas informantes por tipo de fuerza motriz utilizada según tamaño en la Provincia Peravia (Año 1960)

Cuadro 146

Grupos campesinos, por proporción de tipo de fuerza motriz utilizada en las fincas Provincia Peravia (Año 1960)

Cuadro 147

Personal ocupado en las labores agrícolas por condición de remunerado, según tamaño de la finca, en la Provincia Peravia (Año 1960)

Cuadro 148

Obreros agrícolas contratados, según el tamaño de las fincas, por grupos campesinos, en la provincia Peravia (Año 1960)

Cuadro 149

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia de Azua, censo agropecuario, (Año 1950)

Cuadro 150

Porcientos de fincas y superficie en poder de los grupos campesinos, en la Provincia de Azua (Año 1950)

Cuadro 151

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia de Azua (Año 1950)

Cuadro 152

Número de fincas, según número específico de ganado vacuno, en la Provincia de Azua (Año 1950)

Cuadro 153

Distribución del ganado vacuno, por grupos campesinos, en la Provincia de Azua (Año 1950)

Cuadro 154

Superficie de las fincas por el régimen de tenencia de las tierras según tamaño en la Provincia de Azua (Año 1960)

Cuadro 155

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas de la Provincia de Azua (Año 1960)

Cuadro 156

Número de fincas informantes por tipo de fuerza motriz utilizada según tamaño en la Provincia de Azua (Año 1960)

Cuadro 157

Grupos campesinos, por proporción de tipo de fuerza motriz utilizada en las fincas Provincia de Azua (Año 1960)

Cuadro 158

Personal ocupado en las labores agrícolas por condición de remunerado, según tamaño de la finca, en la Provincia de Azua (Año 1960)

Cuadro 159

Obreros agrícolas contratados, según el tamaño de las fincas, por grupos campesinos, en la Provincia de Azua (Año 1960)

Cuadro 160

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia Benefactor (Año 1950)

Cuadro 161

Porcientos de fincas y superficie en poder de los grupos campesinos, en la Provincia Benefactor (Año 1950)

Cuadro 162

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini, Provincia Benefactor (Año 1950)

Cuadro 163

Número de fincas, según número específico de ganado vacuno, en la Provincia Benefactor (Año 1950)

Cuadro 164

Distribución del ganado vacuno, por grupos campesinos, en la Provincia Benefactor (Año 1950)

Cuadro 165

Superficie de las fincas por el régimen de tenencia de las tierras según tamaño en la Provincia Benefactor (Año 1960)

Cuadro 166

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas de la Provincia de San Juan (Año 1960)

Cuadro 167

Número de fincas informantes por tipo de fuerza motriz utilizada según tamaño en la Provincia San Juan (Año 1960)

Cuadro 168

Grupos campesinos, por proporción de tipo de fuerza motriz utilizada en las fincas Provincia San Juan (Año 1960)

Cuadro 169

Personal ocupado en las labores agrícolas por condición de remunerado, según tamaño de la finca, en la Provincia San Juan (Año 1960)

Cuadro 170

Obreros agrícolas contratados, según el tamaño de las fincas, por grupos campesinos, en la Provincia San Juan (Año 1960)

Cuadro 171

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia de Bahoruco, censo agropecuario, (Año 1950)

Cuadro 172

Porcientos de fincas y superficie en poder de los grupos campesinos, en la Provincia Bahoruco (Año 1950)

Cuadro 173

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini, Provincia de Bahoruco (Año 1950)

Cuadro 174

Número de fincas, según número específico de ganado vacuno, en la Provincia de Bahoruco (Año 1950)

Cuadro 175

Distribución del ganado vacuno, por grupos campesinos, en la Provincia de Bahoruco (Año 1950)

Cuadro 176

Superficie de las fincas por el régimen de tenencia de las tierras según tamaño en la Provincia de Bahoruco (Año 1960)

Cuadro 177

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas de la Provincia de Bahoruco (Año 1960)

Cuadro 178

Número de fincas informantes por tipo de fuerza motriz utilizada según tamaño en la Provincia de Bahoruco (Año 1960)

Cuadro 179

Grupos campesinos, por proporción de tipo de fuerza motriz utilizada en las fincas Provincia de Bahoruco (Año 1960)

Cuadro 180

Personal ocupado en las labores agrícolas por condición de remunerado, según tamaño de la finca, en la Provincia de Bahoruco (Año 1960)

Cuadro 181

Obreros agrícolas contratados, según el tamaño de las fincas, por grupos campesinos, en la Provincia de Bahoruco (Año 1960)

Cuadro 182

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia de Barahona, censo agropecuario, (Año 1950)

Cuadro 183

Porcientos de fincas y superficie en poder de los grupos campesinos, en la provincia Barahona (Año 1950)

Cuadro 184

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini, Provincia de Barahona (Año 1950)

Cuadro 185

Número de fincas, según número específico de ganado vacuno, en la Provincia de Barahona (Año 1950)

Cuadro 186

Distribución del ganado vacuno, por grupos campesinos, en la Provincia de Barahona (Año 1950)

Cuadro 187

Superficie de las fincas por el régimen de tenencia de las tierras según tamaño en la Provincia de Barahona (Año 1960)

Cuadro 188

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas de la Provincia de Barahona (Año 1960)

Cuadro 189

Número de fincas informantes por tipo de fuerza motriz utilizada según tamaño en la Provincia de Barahona (Año 1960)

Cuadro 190

Grupos campesinos, por proporción de tipo de fuerza motriz utilizada en las fincas Provincia de Barahona (Año 1960)

Cuadro 191

Personal ocupado en las labores agrícolas por condición de remunerado, según tamaño de la finca, en la Provincia de Barahona (Año 1960)

Cuadro 192

Obreros agrícolas contratados, según el tamaño de las fincas, por grupos campesinos, en la Provincia de Barahona (Año 1960)

Cuadro 193

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia de Montecristi, censo agropecuario, (Año 1950)

Cuadro 194

Porcientos de fincas y superficie en poder de los grupos campesinos, en la Provincia de Montecristi (Año 1950)

Cuadro 195

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini, Provincia Montecristi (Año 1950)

Cuadro 196

Número de fincas, según número específico de ganado vacuno, en la Provincia de Montecristi (Año 1950)

Cuadro 197

Distribución del ganado vacuno, por grupos campesinos, en la Provincia de Montecristi (Año 1950)

Cuadro 198

Superficie de las fincas por el régimen de tenencia de las tierras según tamaño en la Provincia de Montecristi (Año 1960)

Cuadro 199

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas de la Provincia de Montecristi (Año 1960)

Cuadro 200

Número de fincas informantes por tipo de fuerza motriz utilizada según tamaño en la Provincia de Montecristi (Año 1960)

Cuadro 201

Grupos campesinos, por proporción de tipo de fuerza motriz utilizada en las fincas Provincia Montecristi (Año 1960)

Cuadro 202

Personal ocupado en las labores agrícolas por condición de remunerado, según tamaño de la finca, en la Provincia de Montecristi (Año 1960)

Cuadro 203

Obreros agrícolas contratados, según el tamaño de las fincas, por grupos campesinos, en la provincia Montecristi (Año 1960)

Cuadro 204

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia Libertador, censo agropecuario, (Año 1950)

Cuadro 205

Porcientos de fincas y superficie en poder de los grupos campesinos, en la provincia Libertador (Año 1950)

Cuadro 206

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini, Provincia Libertador (Año 1950)

Cuadro 207

Número de fincas, según número específico de ganado vacuno, en la Provincia Libertador (Año 1950)

Cuadro 208

Distribución del ganado vacuno, por grupos campesinos, en la Provincia Libertador (Año 1950)

Cuadro 209

Superficie de las fincas por el régimen de tenencia de las tierras según tamaño en la Provincia Libertador (Dajabón) (Año 1960)

Cuadro 210

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas de la Provincia Libertador (Año 1960)

Cuadro 211

Número de fincas informantes por tipo de fuerza motriz utilizada según tamaño en la Provincia Libertador (Año 1960)

Cuadro 212

Grupos campesinos, por proporción de tipo de fuerza motriz utilizada en las fincas Provincia Libertador (Año 1960)

Cuadro 213

Personal ocupado en las labores agrícolas por condición de remunerado, según tamaño de la finca, en la Provincia Libertador (Año 1960)

Cuadro 214

Obreros agrícolas contratados, según el tamaño de las fincas, por grupos campesinos, en la Provincia Libertador (Año 1960)

Cuadro 215

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia Independencia, censo agropecuario, (Año 1950)

Cuadro 216

Porcientos de fincas y superficie en poder de los grupos campesinos, en la Provincia Independencia (Año 1950)

Cuadro 217

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini, Provincia Independencia (1950)

Cuadro 218

Número de fincas, según número específico de ganado vacuno, en la Provincia Independencia (Año 1950)

Cuadro 219

Distribución del ganado vacuno, por grupos campesinos, en la Provincia Independencia (Año 1950)

Cuadro 220

Superficie de las fincas por el régimen de tenencia de las tierras según tamaño en la Provincia Independencia (Año 1960)

Cuadro 221

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas de la Provincia Independencia (Año 1960)

Cuadro 222

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

Número de fincas informantes por tipo de fuerza motriz utilizada según tamaño en la Provincia Independencia (Año 1960)

Cuadro 223

Grupos campesinos, por proporción de tipo de fuerza motriz utilizada en las fincas Provincia Independencia (Año 1960)

Cuadro 224

Personal ocupado en las labores agrícolas por condición de remunerado, según tamaño de la finca, en la Provincia Independencia (Año 1960)

Cuadro 225

Obreros agrícolas contratados, según el tamaño de las fincas, por grupos campesinos, en la Provincia Independencia (Año 1960)

Cuadro 226

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia San Rafael, censo agropecuario, (Año 1950)

Cuadro 227

Porcientos de fincas y superficie en poder de los grupos campesinos, en la Provincia San Rafael (Año 1950)

Cuadro 228

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini, Provincia San Rafael (Año 1950)

Cuadro 229

Número de fincas, según número específico de ganado vacuno, en la Provincia San Rafael (Año 1950)

Cuadro 230

Distribución del ganado vacuno, por grupos campesinos, en la Provincia San Rafael (Año 1950)

Cuadro 231

Superficie de las fincas por el régimen de tenencia de las tierras según tamaño en la Provincia San Rafael (Año 1960)

Cuadro 232

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas de la Provincia San Rafael (Año 1960)

Cuadro 233

Número de fincas informantes por tipo de fuerza motriz utilizada según tamaño en la Provincia San Rafael (Año 1960)

Cuadro 234

Grupos campesinos, por proporción de tipo de fuerza motriz utilizada en las fincas Provincia San Rafael (Año 1960) 295

Cuadro 235

Personal ocupado en las labores agrícolas por condición de remunerado, según tamaño de la finca, en la Provincia San Rafael (Año 1960) 296

Cuadro 236

Obreros agrícolas contratados, según el tamaño de las fincas, por grupos campesinos, en la Provincia San Rafael (Año 1960) 296

Cuadro 237

Coefficiente de Gini por provincia (1950) 297

CAPÍTULO II

Cuadro 238

Estructura provincial de la tenencia de tierras (Censo de 1950)

Cuadro 239

Síntesis de la situación provincial de la aparcería y el colonato (Censo de 1950)

Cuadro 240

Evolución de la importación de medios de trabajo usados en la agricultura (1905-1960)
(Miles de \$)

Cuadro 241

Implementos agrícolas y maquinarias (Censos agropecuarios, 1940, 1950 y 1960)

Cuadro 242

Personal ocupado, por provincia, en las fincas (Año 1950)

Cuadro 243

Personal remunerado, por provincia, en las fincas (Año 1950)

Cuadro 244

Mano de obra infantil remunerada, por provincia, en las fincas (Año 1950)

Cuadro 245

Personal ocupado, por provincia, en las fincas (Año 1960)

Cuadro 246

Personal remunerado, por provincia, en las fincas (Año 1960)

Cuadro 247

Mano de obra infantil remunerada, por provincia, en las fincas (Año 1960)

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

Cuadro 248

Indicadores del sector agropecuario (Millones de RD\$)
(A precios de 1970)

Cuadro 249

Producción de cultivos de exportación (1936-1960)

Cuadro 250

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de caña de azúcar, por provincias
(Censo agrícola de 1950)

Cuadro 251

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de caña de azúcar, por provincias
(Censo agrícola de 1950) (En porcentaje)

Cuadro 252

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de caña de azúcar, por provincias
(Censo agrícola de 1960)

Cuadro 253

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de café, por provincia (Censo
agrícola de 1950)

Cuadro 254

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de café, por provincia (Censo
agrícola de 1950)
(En porcentaje)

Cuadro 255

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de café, por provincia (Censo
agrícola de 1960)

Cuadro 256

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de café, por provincia (Censo
agrícola de 1960)
(En porcentaje)

Cuadro 257

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de cacao, por provincia (Censo
agrícola de 1950)

Cuadro 258

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de cacao, por provincia (Censo
agrícola de 1950)
(En porcentaje)

Cuadro 259

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de cacao, por provincia (Censo agrícola de 1960)

Cuadro 260

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de cacao, por provincia (Año 1960)
(En porcentaje)

Cuadro 261

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de tabaco, por provincia (Censo agrícola de 1950)

Cuadro 262

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de tabaco, por provincia (Censo agrícola de 1950)
(En porcentaje)

Cuadro 263

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de tabaco, por provincias (Censo agrícola de 1960)

Cuadro 264

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de tabaco, por provincias (Censo agrícola de 1960)
(En porcentaje)

Cuadro 265

Cantidad y variedad de aperos agrícolas (Censo agrícola de 1935)

Cuadro 266

Cantidad y variedad de aperos agrícolas, por centros de producción (Censo agrícola de 1935)

Cuadro 267

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas (Año 1940)

Cuadro 268

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas (Año 1950)

Cuadro 269

Cantidad y variedad de aperos agrícolas, por centros de producción (Censo agrícola de 1950)

Cuadro 270

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas (Año 1960)

Cuadro 271

Cantidad y variedad de aperos agrícolas, arrendadas o prestadas, por centros de producción (Censo agrícola de 1960)

Cuadro 272

Cantidad y variedad de aperos agrícolas, propias, por centros de producción (Año 1960)

Cuadro 273

Cantidad y variedad de aperos agrícolas, propias y arrendadas o prestadas, por centros de producción (Censo agrícola de 1960)

Cuadro 274

Distribución porcentual de los productores y superficie cultivada de café cerezo, según tamaño de las fincas (Año 1960)

Cuadro 275

Distribución porcentual de los productores y superficie cultivada de cacao en grano y tabaco en rama, según tamaño de las fincas (Año 1960)

Cuadro 276

Distribución porcentual de los productores y superficie cultivada de caña de azúcar, según tamaño de las fincas (Año 1960)

Cuadro 277

Cálculo del índice de Gini para la distribución de tierra cañera cultivada (Año 1960)

Cuadro 278

Evolución de la población de las provincias productoras de caña de azúcar, café, cacao y tabaco (1920-1960)

Cuadro 279

Producción de arroz y maíz (1939-1960)

Cuadro 280

Distribución porcentual de los productores y superficie cultivada de arroz en cáscara según tamaño de las fincas (Año 1960)

Cuadro 281

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de arroz, de secano, por provincia (Censo agrícola de 1950)

Cuadro 282

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de arroz de secano, por provincia (Censo agrícola de 1950)
(En porcentaje)

Cuadro 283

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de arroz de reguío, por provincia (Censo agrícola de 1950)

Cuadro 284

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de arroz de reguío, por provincia (Censo agrícola de 1950)
(En porcentaje)

Cuadro 285

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de arroz en cáscara, por provincia (Censo agrícola de 1960)

Cuadro 286

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de arroz en cáscara, por provincia (Censo agrícola de 1960) (En porcentaje)

Cuadro 287

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de arroz de secano, por provincia (Censo agrícola de 1960) 362

Cuadro 288

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de arroz secano, por provincia (Censo agrícola de 1960) (En porcentaje)

Cuadro 289

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de arroz de reguío, por provincia (Censo agrícola de 1960)

Cuadro 290

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de arroz de reguío, por provincia (Censo agrícola de 1960)
(En porcentaje)

Cuadro 291

Número de fincas informantes, superficie cultivada y cantidad cosechada de maíz, por provincias (Censo agrícola de 1950)

Cuadro 292

Número de fincas informantes, superficie cultivada y cantidad cosechada de maíz, por provincias (Censo agrícola de 1950)
(En porcentajes)

Cuadro 293

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de maíz, por provincias (Censo agrícola de 1960)

Cuadro 294

Número de fincas, superficie cultivada y cantidad cosechada de maíz, por provincias (Censo agrícola de 1960)
(En porcentaje)

Cuadro 295

Uso de implementos y máquinas agrícolas en las zonas principales de producción de arroz y maíz (Censo agropecuario de 1935)

Cuadro 296

Uso de implementos y máquinas agrícolas en las zonas principales de producción de arroz y maíz (Censo agropecuario de 1960)

Cuadro 297

Producción de habichuelas, guandules y otras clases de frijoles (1936-1960)

Cuadro 298

Producción de leguminosas (1936-1960)

Cuadro 299

Producción de tubérculos, bulbos y raíces (1936-1960)

Cuadro 300

Producción de frutas (1936-1960)

Cuadro 301

Producción de hortalizas (1936-1960)

Cuadro 302

Producción de hortalizas (1936-1960)

Cuadro 303

Producción de hortalizas (1936-1960)

Cuadro 304

Producción de plátanos y rulos frutas (1936-1960)

Cuadro 305

Riqueza pecuaria (1935-1960)

(Número de cabezas)

Cuadro 306

Riqueza pecuaria per cápita (1935-1960)

(Número de cabezas por habitante)

Cuadro 307

Número de cabezas de ganado vacuno, por provincia (1950)

Cuadro 308

Número de cabezas de ganado vacuno, por provincia (1960)

Cuadro 309

Vacas destinadas a la producción de leche (Año 1950)

Cuadro 310

Productividad de algunos cultivos (1950 y 1960)

Cuadro 311

Número de productores por ocupación principal, según el tamaño de las fincas (Año 1960)

Cuadro 312

Fincas, superficie y población, por regiones (Año 1950)

Cuadro 313

Fincas, superficie y población, por regiones (Año 1960)

Cuadro 314

Extensión promedio de las fincas (Año 1950)

Cuadro 315

Número de fincas y extensión (1950 y 1960)

Cuadro 316

Número total de fincas y superficie, según su extensión y tamaño (Año 1950)

Cuadro 317

Fincas y superficie total por tamaño de las fincas (Año 1960)

Cuadro 318

Obreros agrícolas asalariados, por tamaño de finca (Año 1960)

Cuadro 319

Promedio de obreros agrícolas asalariados (Año 1960)

Cuadro 320

Promedio de obreros agrícolas asalariados, por región (1950)

Cuadro 321

Implementos agrícolas y maquinarias, por provincias (año 1950)

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

Cuadro 322

Implementos agrícolas y maquinarias, por región (año 1950)

Cuadro 323

Implementos agrícolas y maquinarias, por provincias (año 1960)

Cuadro 324

Implementos agrícolas y maquinarias, por región (Año 1960)

Cuadro 325

Tamaño y cantidad de fincas (Año 1950)

Cuadro 326

Tamaño y cantidad de fincas (Año 1960)

Cuadro 327

Comparación: Tamaño y cantidad de fincas en los años 1950 y 1960

Cuadro 328

Número total de fincas y superficie, según su extensión (Año 1950)

Cuadro 329

Fincas y superficie total por tamaño de las fincas (Año 1960)

Cuadro 330

Superficie según tamaño de las fincas para los años 1950 y 1960

Cuadro 331

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas (Año 1950)

Cuadro 332

Distribución por clase y porcentajes de los implementos agrícolas y maquinarias utilizados en las fincas (Año 1960)

Cuadro 333

Número de fincas informantes por tipo de fuerza motriz utilizada según tamaño (Año 1960)

Cuadro 334

Grupos de fincas, por proporción de tipo de fuerza motriz utilizada (Año 1960)

Cuadro 335

Población urbana y rural

Cuadro 336

Indicadores del arroz en cáscara, según tamaño de las fincas (Año 1960)

Cuadro 337

Indicadores del café en cerezo, según tamaño de las fincas (Año 1960)

Cuadro 338

Indicadores del cacao en grano, según tamaño de las fincas (Año 1960) 417

Cuadro 339

Indicadores del tabaco en rama, según tamaño de las fincas (Año 1960) 418

Cuadro 340

Indicadores de la caña de azúcar que va a parar a los molinos de los ingenios del país, según tamaño de las fincas (Año 1960) 419

Cuadro 341

Producción de las industrias rurales (Año 1943)

Cuadro 342

Producción de las industrias rurales (Año 1954)

Cuadro 343

Movimiento industrial (1936-1960)
(En RD\$)

Cuadro 344

Masa de ganancia en el sector industrial (1936-1960)

Cuadro 345

Inversión bruta e inversión neta en la industria manufacturera dominicana (1936-1960)
(Millones de RD\$)

Cuadro 346

Inversión neta en el sector industrial manufacturero dominicano (1936-1960)

Cuadro 347

Inversión neta efectiva, inversión neta estimada y valores residuales (1936-1960)

Cuadro 348

Movimiento industrial (1936-1960)
(En RD\$)

Cuadro 349

Comprobación empírica de la ley marxista, No. 1, sobre la masa de plusvalía (1936-1960)

Cuadro 350

Plusvalía generada en el sector industrial dominicano (1936-1960)

Cuadro 351

Plusvalía efectiva, plusvalía estimada y valores residuales (1936-1960)

Cuadro 352

Brechas expansivas y contraccionistas de la plusvalía y el PIB real (1961-1978)

Cuadro 353

Cuota de plusvalía, capital variable y brechas (1936-1960)

Cuadro 354

Masa de plusvalía, cuota de plusvalía y capital variable del sector industrial dominicano (1942=100)

Cuadro 355

Plusvalía efectiva y plusvalía estimada del sector industrial (1942= 100)

Cuadro 356

Plusvalía y ventas de la industria dominicana (1936-1960)

Cuadro 357

Plusvalía efectiva y plusvalía estimada del sector industrial (1936-1960)

Cuadro 358

Plusvalía e inversión de capital en el sector industrial dominicano (1936-1960)

Cuadro 359

Plusvalía efectiva y plusvalía estimada del sector industrial (1936-1960)

Cuadro 360

Plusvalía generada en el sector industrial dominicano (1936-1960)

Cuadro 361

Plusvalía efectiva y plusvalía estimada del sector industrial (1936-1960)

Cuadro 362

Distintas cuotas de ganancia y composición orgánica de capitales (1936-1960)

Cuadro 363

Distintas cuotas de ganancia y distintas composición orgánica de capitales, fijando la cuota de plusvalía (1942-1960)

Cuadro 364

Precio de costo de las mercancías industriales (1942-1960)

Cuadro 365

Precios de producción (1942-1960)

Cuadro 366

Cálculo de la cuota de ganancia, tomando el 1942 como año base (1942-1960)

Cuadro 367

Cuota de ganancia y la variable tiempo (1936-1960)

Cuadro 368

Cuota de ganancia efectiva, cuota de ganancia estimada y valores residuales (1936-1960)

Cuadro 369

Cuota de ganancia y cuota de plusvalía en el sector industrial (1936-1960)

Cuadro 370

Cuota de ganancia efectiva, cuota de ganancia estimada y valores residuales (1936-1960)

Cuadro 371

Cuota de ganancia y composición orgánica del capital en el sector industrial dominicano (1936-1960)

Cuadro 372

Cuota de ganancia y composición orgánica del capital en el sector industrial dominicano (1936-1960)

Cuadro 373

Cuota de ganancia efectiva, cuota de ganancia estimada y valores residuales (1936-1960)

Cuadro 374

Movimiento industrial no azucarero (1936-1960)
(En miles de RD\$)

Cuadro 375

Masa de ganancia en el sector industrial no azucarero (1936-1960)

Cuadro 376

Inversión bruta e inversión neta en la industria no azucarera (1936-1960)
(Millones de RD\$)

Cuadro 377

Inversión neta en la industria no azucarera (1936-1960)

Cuadro 378

Industria no azucarera: inversión neta efectiva, inversión neta estimada y valores residuales (1936-1960)

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

Cuadro 379

Movimiento industrial no azucarero (1936-1960)

(En miles de RD\$)

Cuadro 380

Comprobación empírica de la ley marxista, No. 1, sobre la masa de plusvalía, en el sector industrial no azucarero (1936-1960)

Cuadro 381

Plusvalía generada en el sector industrial no azucarero (1936-1960)

Cuadro 382

Plusvalía efectiva, plusvalía estimada, en la industria no azucarera, y valores residuales (1936-1960)

Cuadro 383

Capital variable y capital invertido en el sector industrial no azucarero (1936-1960)

(Miles de RD\$)

Cuadro 384

Estimación del capital variable (1936-1960)

Cuadro 385

Estimación del salario promedio en el sector industrial no azucarero (1936-1960)

Cuadro 386

Movimiento industrial no azucarero (1936-1960)

(En miles de RD\$)

Cuadro 387

Datos referidos al grupo industrial productos alimenticios, excepto azúcar (Años 1943, 1954 y 1960)

Cuadro 388

Movimiento industrial, por clase, de la industria alimenticia (Año 1943)

Cuadro 389

Tamaño en el Grupo I (Industrias Alimenticias, sin azúcar)

Cuadro 390

Erogaciones de la Industria Alimenticia en insumos productivos, excepto sueldos y jornales (Año 1943)

Cuadro 391

Masa de ganancia en la Industria Alimenticia, grupo I (1943)

Cuadro 392

Sector industrial no azucarero (Año 1954)

Cuadro 393

Movimiento industrial, por clase, de la industria alimenticia (Año 1954)

Cuadro 394

Capitalización en la industria alimenticia (1943 y 1954)

Cuadro 395

Tamaño en la Industria Alimenticia, sin azúcar y bebidas (Año 1954)

Cuadro 396

Industria de productos alimenticios, excepto azúcar (1943)

Cuadro 397

Movimiento industrial, por clase, de la industria textil y sus productos (Año 1943)

Cuadro 398

Tamaño en el Grupo II (Textiles y sus Productos)

Cuadro 399

Erogaciones de la Industria Alimenticia en insumos productivos (Año 1943)
(RD\$)

Cuadro 400

Masa de ganancia en Industria Textil, grupo II (1943)

Cuadro 401

Movimiento industrial, por clase, de la industria de hilados, tejidos y acabados de textiles (Año 1954)

Cuadro 402

Industria textil (1943)

Cuadro 403

Movimiento industrial, por clase, de la industria forestal y sus derivados (Año 1943)

Cuadro 404

Tamaño en el Grupo III (Forestales y sus Derivados)

Cuadro 405

Erogaciones de la Industria forestal y sus derivados en insumos productivos (Año 1943)

Cuadro 406

Masa de ganancia en la industria forestal y sus derivados, grupo III (1943)

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

Cuadro 407

Movimiento industrial, por clase, de la industria forestal y sus derivados (Años 1943 y 1954)

Cuadro 408

Industria forestal (1943)

Cuadro 409

Movimiento industrial, por clase, de la industria química y sus derivados (Año 1943)

Cuadro 410

Tamaño en el Grupo IV, Química y sus derivados (Año 1943)

Cuadro 411

Erogaciones de la Industria Química y sus derivados en insumos productivos (Año 1943)

Cuadro 412

Masa de ganancia en la Industria Química y sus derivados (Año 1943)

Cuadro 413

Movimiento industrial, por clase, de la industria química (Año 1954)

Cuadro 414

Industria química (1943)

Cuadro 415

Movimiento industrial, por clase, de la industria de pieles y sus manufacturas (Año 1943)

Cuadro 416

Tamaño en el Grupo V (Pieles y sus manufacturas)

Cuadro 417

Erogaciones de la Industria de pieles y sus manufacturas (Año 1943)

Cuadro 418

Masa de ganancia (Año 1943)

Cuadro 419

Movimiento industrial, por clase, de la industria de pieles y sus manufacturas (Año 1954)

Cuadro 420

Industria de pieles (1943)

Cuadro 421

Movimiento industrial, por clase, de la industria de piedras, arcillas y sus manufacturas (Año 1943)

Cuadro 422

Tamaño en el Grupo VI (Piedra, arcilla y sus manufacturas)

Cuadro 423

Erogaciones de la Industria de piedras, arcillas y sus manufacturas (Año 1943)

Cuadro 424

Masa de ganancia en la Industria de piedras, arcillas y sus manufacturas (Año 1943)

Cuadro 425

Movimiento industrial, por clase, de la industria de piedras, arcillas y sus manufacturas (Año 1954)

Cuadro 426

Industria de piedras, arcillas y manufacturas (1943)

Cuadro 427

Movimiento industrial, por clase, de la industria de plantas, y talleres eléctricos y mecánicos (Año 1943)

Cuadro 428

Tamaño en el Grupo VII (Plantas y talleres eléctricos y mecánicos)

Cuadro 429

Erogaciones de la Industria de plantas y talleres eléctricos y mecánicos (Año 1943)

Cuadro 430

Masa de ganancia en la Industria de plantas y talleres eléctricos y mecánicos (Año 1943)

Cuadro 431

Movimiento industrial, por clase, de la industria de plantas, y talleres eléctricos y mecánicos (Año 1954)

Cuadro 432

Industria de plantas, talleres eléctricos y mecánicos (1943)

Cuadro 433

Movimiento industrial, por clase, de industria diversa (Año 1943)

Cuadro 434

Tamaño en el Grupo VIII (Industrias diversas)

Cuadro 435

Erogaciones de la Industria diversa (Año 1943)

Cuadro 436

Masa de ganancia en la Industria diversa (Año 1943)

Cuadro 437

Movimiento industrial, por clase, de industria diversa (Año 1954)

Cuadro 438

Industria diversa (1943)

Cuadro 439

Movimiento industrial azucarero (1936-1960)

(RD\$)

Cuadro 440

Masa de ganancia de la industria azucarera (1936-1960)

(RD\$)

Cuadro 441

Movimiento industrial azucarero (1936-1960)

(En miles de RD\$)

Cuadro 442

Inversión de capital en la industria no azucarera y masa de plusvalía de la industria azucarera (1936-1960)

Cuadro 443

Los valores efectivos y estimados de la inversión de capital de la industria no azucarera, la variable dependiente, y los valores residuales (1936-1960)

Cuadro 444

Inversión de capital y masa de plusvalía en la industria no azucarera (1936-1960)

Cuadro 445

Los valores efectivos y estimados de la inversión de capital de la industria no azucarera la variable dependiente y los valores residuales (1936-1960)

Cuadro 446

Esquema marxista de la reproducción simple del capital

Cuadro 447

Esquema marxista de la reproducción en escala ampliada

Cuadro 448

Esquema marxista de la reproducción en escala ampliada

Cuadro 449

Esquema de la reproducción en escala ampliada

Cuadro 450

Reproducción ampliada del capital en la industria no azucarera (1936-1960)

Cuadro 451

Plusvalía y cuota de plusvalía en la industria no azucarera (1936-1960)

Cuadro 452

Producto industrial no azucarero (1936-1960)

Cuadro 453

Capitales constante y variable en el sector I de la industria no azucarera (1943)

Cuadro 454

Ventas en el sector I de la industria no azucarera (1943)

Cuadro 455

Capitales constante y variable en el sector II de la industria no azucarera (1943)

Cuadro 456

Ventas en el sector II de la industria no azucarera (1943)

Cuadro 457

Sector I, productor de medios de producción, de la industria no azucarera (Año 1954)

Cuadro 458

Inversión de capital en la industria no azucarera e inversión de capital en la industria azucarera (1936-1960)

Cuadro 459

Inversión de capital en la industria no azucarera efectivo e inversión de capital en la industria no azucarera estimado y valores residuales (1936-1960)

Cuadro 460

Inversión de capital en la industria no azucarera e inversión de capital en la industria azucarera (1936-1960)

Cuadro 461

Inversión de capital efectivo en la industria azucarera e inversión de capital estimado en la industria azucarera y valores residuales (1936-1960)

Cuadro 462

Sector industrial y la industria alimenticia (1948-1960)

Cuadro 463

Sector industrial y la industria química (1948-1960)

Cuadro 464

Sector industrial y las industrias de extracción de minerales metálicos, metálicas básicas y productos metálicos (1948-1960)

Cuadro 465

Movimiento y producción del Ferrocarril Central Dominicano durante el lapso comprendido entre los años 1916-1917 y 1921-1922

Cuadro 466

Estado demostrativo del movimiento de buques procedentes del extranjero, habido en los distintos puertos dominicanos, durante el año 1920

Cuadro 467

Balanza comercial de la República Dominicana (1905-1954)

Cuadro 468

Población por provincia (Censo de 1920)

Cuadro 469

Distribución de la población por edad (año 1920)

Cuadro 470

Densidad poblacional por provincia (año 1920)

Cuadro 471

Población urbana por provincia (año 1920)

Cuadro 472

Población por provincias (Año 1950)

Cuadro 473

Distribución de la población por edad (Año 1950)

Cuadro 474

Densidad poblacional por provincia ((Año 1950)

Cuadro 475

Población por provincias y zonas (Año 1950)

Cuadro 476

Viviendas ocupadas, por provincia (Año 1950)

Cuadro 477

Viviendas ocupadas, según el material predominante en las paredes exteriores, por provincia (Año 1950)

Cuadro 478

Viviendas ocupadas, según el material predominante en las paredes exteriores, por zona (Año 1950)

Cuadro 479

Viviendas ocupadas, según la clase de abastecimiento de agua, por zona (Año 1950)

Cuadro 480

Viviendas ocupadas, según la clase de abastecimiento de agua, por zona (Año 1950)

Cuadro 481

Viviendas ocupadas, según la clase de servicio sanitario, por zona (Año 1950)

Cuadro 482

Viviendas ocupadas, según la clase de servicio sanitario, provincia (Año 1950)

Cuadro 483

Viviendas ocupadas, según la clase de alumbrado, por zona (Año 1950) 682

Cuadro 484

Viviendas ocupadas, según la clase de alumbrado, por provincia (Año 1950)

Cuadro 485

Viviendas ocupadas, según el número de habitaciones que se usan como dormitorios, por zona (Año 1950)

Cuadro 486

Viviendas ocupadas, según el número de habitaciones que se usan como dormitorios, por zona (Año 1950)

Cuadro 487

Superficie total y población en la fecha de cada censo desde año 1920

Cuadro 488

Población total, por zona (Año 1960)

Cuadro 489

Población total por provincias (Año 1960)

Cuadro 490

Población por grupos de edad (Año 1960)

Cuadro 491

Niveles de ocupación y desempleo de la PEA, por provincias (año 1920)

Cuadro 492

PEA por categoría de ocupación (año 1920)

Cuadro 493

Población económicamente activa (PEA) por zona (Año 1950)

Cuadro 494

PEA según ocupación (Año 1950)

Cuadro 495

PEA según rama de actividad (Año 1950)

Cuadro 496

PEA según posición dentro de la ocupación (Año 1950)

Cuadro 497

PEA por provincia (Año 1950)

Cuadro 498

PEA según ocupación, por provincia (Año 1950)

Cuadro 499

PEA según rama de actividad, por provincia (Año 1950)

Cuadro 500

PEA según la posición dentro de la ocupación, por provincia (Año 1950)

Cuadro 501

PEA de 10 años de edad y más (Año 1960)

Cuadro 502

PEA de 15 años y más, por sexo y ocupación (Año 1960)

Cuadro 503

PEA de 15 años y más, por sexo y rama de actividad económica (Año 1960)

Cuadro 504

PEA de 15 años y más, por sexo y categoría de ocupación (Año 1960)

Cuadro 505

PEA de 15 años de edad y más, según la ocupación, por sueldo o salario mensual (Año 1960)

Cuadro 506

PEA de 15 años de edad y más, según la ocupación, por sueldo o salario mensual (Año 1960)

Cuadro 507

Cantidad de escuelas, aulas y alumnos (año 1920)

Cuadro 508

Población de 10 años y más alfabeto y analfabeto, por provincia (Año 1950)
(%)

Cuadro 509

Nivel educacional de la población alfabeto por zona (Año 1950)
(%)

Cuadro 510

Alfabetismo y analfabetismo en la población de 10 años de edad y más (Año 1960)

Cuadro 511

Población de 5 años de edad y más, por años de estudios efectuados (Año 1960)

Cuadro 512

Población de 5 a 29 años de edad, asistencia a escuelas y sexo (Año 1960)

Cuadro 513

Salario mínimo: nominal y real, por mes, en la República Dominicana (1950-1961)
(En RD\$)

Cuadro 514

Capital constante y capital variable en la industria (1936-1960)
(RD\$)

Cuadro 515

Coefficiente tributario, tasa marginal de tributación y elasticidad de los ingresos fiscales totales, en la República Dominicana (1955-1961)

Cuadro 516

Elasticidad de los principales impuestos, con respecto al PIB, en la República Dominicana (1955-1961)

Cuadro 517

Estructura impositiva dominicana (1955-1961)
(Valores absolutos y relativos)
(En RD\$)

Cuadro 518

Ingresos del gobierno central dominicano (1955-1961)

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

(En millones de RD\$)

Cuadro 519

Gasto del gobierno central dominicano (1955-1961)

(En millones de RD\$)

Cuadro 520

Otros indicadores de orden fiscal en la República Dominicana (1955-1961)

(%)

Cuadro 521

Exportaciones de bienes de la República Dominicana (1950-1961)

(En millones de US\$)

Cuadro 522

República Dominicana y otros países de América Latina: participación de las manufacturas en el PIB (1950-1960)

(%)

Cuadro 523

PIB efectivo y PIB estimado en la República Dominicana (1950-1961)

(En RD\$)

Cuadro 524

Indicadores del comercio exterior dominicano (1950-1961) (%)

Cuadro 525

Número total de fincas y superficie, según su extensión (Año 1971)

Cuadro 526

Fincas y superficie, por grupos campesinos (Año 1971)

Cuadro 527

Fincas pequeñas: número, superficie y tamaño promedio de las explotaciones (Año 1982)

Cuadro 528

Fincas medianas y grandes: número y superficie de las explotaciones según tamaño (Año 1982)

Cuadro 529

Número de productores, según tamaño de fincas (Año 1998)

Cuadro 530

Fincas y superficie, por grupos campesinos, (Año 1998)

Cuadro 531

Número total de fincas y superficie, según su extensión (Año 1971)

Cuadro 532

Fincas medianas y pequeñas: número y superficie de las explotaciones según tamaño (Año 1982)

Cuadro 533

Número y superficie de las explotaciones según tamaño de fincas (Año 1998)

Cuadro 534

Número de explotaciones por tipo de personal que realizó la mayor parte de los trabajos agropecuarios, según tamaño (Año 1982)

Cuadro 535

Superficie de fincas según diferentes regímenes de explotación (Año 1971)

Cuadro 536

Superficie de fincas según diferentes regímenes de explotación (Año 1982)

Cuadro 537

Número de productores y superficie, por forma de tenencia, según tamaño de fincas (Año 1998)

Cuadro 538

Número de productores del sector no reformado, por forma de tenencia, según tamaño de fincas (Año 1998)

Cuadro 539

Número de cabezas de ganado vacuno, por provincia (Año 1971)

Cuadro 540

Ganado vacuno, según tamaño de la explotación (Año 1982)

Cuadro 541

Número total de cabeza de ganado bovino, según tamaño de las fincas (Año 1998)

Cuadro 542

Utilización de equipos agrícolas (Año 1971)

Cuadro 543

Número de explotaciones por tipo de energía, según tamaño de la explotación (Año 1982)

Cuadro 544

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en el Distrito Nacional (Año 1971)

Cuadro 545

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en el Distrito Nacional (Año 1971)

Cuadro 546

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la agropecuaria del Distrito Nacional (Año 1971)

Cuadro 547

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia La Altagracia (Año 1971)

Cuadro 548

Fincas y superficie, por grupos campesinos, Provincia La Altagracia (Año 1971)

Cuadro 549

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini, Provincia La Altagracia (Año 1971)

Cuadro 550

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, municipio de Higuey (Año 1971)

Cuadro 551

Superficie destinada a la aparcería, arriendo y reforma agraria, por grupos campesinos, en Higuey (Año 1971)

Cuadro 552

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia del Seibo (Año 1971)

Cuadro 553

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia del Seibo (Año 1971)

Cuadro 554

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia del Seibo (Año 1971)

Cuadro 555

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, municipio del Seibo (Año 1971)

Cuadro 556

Superficie destinada a la aparcería, arriendo y reforma agraria, por grupos campesinos, en El Seibo (Año 1971)

Cuadro 557

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia de San Pedro de Macorís (Año 1971)

Cuadro 558

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia de San Pedro de Macorís (Año 1971)

Cuadro 559

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia de San Pedro de Macorís (Año 1971)

Cuadro 560

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, en el municipio de San Pedro de Macorís (Año 1971)

Cuadro 561

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia La Romana (Año 1971)

Cuadro 562

Fincas y superficie, por grupos campesinos, Provincia La Romana (Año 1971)

Cuadro 563

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini, Provincia La Romana (Año 1971)

Cuadro 564

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, municipio de la Romana (Año 1971)

Cuadro 565

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia Espaillat (Año 1971)

Cuadro 566

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia Espaillat (Año 1971)

Cuadro 567

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia Espaillat (Año 1971)

Cuadro 568

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, en el municipio de Moca (Año 1971)

Cuadro 569

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia de Puerto Plata (Año 1971)

Cuadro 570

Fincas y superficie, por grupos campesinos, Provincia de Puerto Plata (Año 1971)

Cuadro 571

Datos para calcular el coeficiente de Gini, Provincia de Puerto Plata (Año 1971)

Cuadro 572

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, en el municipio de Puerto Plata (Año 1971)

Cuadro 573

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia de Santiago (Año 1971)

Cuadro 574

Fincas y superficie, por grupos campesinos, Provincia de Santiago (Año 1971)

Cuadro 575

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini, Provincia de Santiago (Año 1971)

Cuadro 576

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, en el municipio de Santiago (Año 1971)

Cuadro 577

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia La Vega (Año 1971)

Cuadro 578

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia La Vega (Año 1971)

Cuadro 579

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia La Vega (Año 1971)

Cuadro 580

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, en el municipio de La Vega (Año 1971)

Cuadro 581

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia Duarte (Año 1971)

Cuadro 582

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia de Duarte (Año 1971)

Cuadro 583

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia de Duarte (Año 1971)

Cuadro 584

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, en el municipio de San Francisco de Macorís (Año 1971)

Cuadro 585

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia María Trinidad Sánchez (Año 1971)

Cuadro 586

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia María Trinidad Sánchez (Año 1971)

Cuadro 587

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia María Trinidad Sánchez (Año 1971)

Cuadro 588

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, en el municipio de Nagua (Año 1971)

Cuadro 589

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia de Salcedo (Año 1971)

Cuadro 590

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia de Salcedo (Año 1971)

Cuadro 591

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini, Provincia de Salcedo (Año 1971)

Cuadro 592

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, en el municipio de Salcedo (Año 1971)

Cuadro 593

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia de Samaná (Año 1971)

Cuadro 594

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia de Samaná (Año 1971)

Cuadro 595

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia de Samaná (Año 1971)

Cuadro 596

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, en el municipio de Samaná (Año 1971)

Cuadro 597

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia Sánchez Ramírez (Año 1971)

Cuadro 598

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia de Sánchez Ramírez (Año 1971)

Cuadro 599

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia Sánchez Ramírez (Año 1971)

Cuadro 600

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, en el municipio de Cotuí (Año 1971)

Cuadro 597

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia de Santiago Rodríguez (Año 1971)

Cuadro 598

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia de Santiago Rodríguez (Año 1971)

Cuadro 599

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia Santiago Rodríguez (Año 1971)

Cuadro 600

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, en el municipio de Sabaneta (Año 1971)

Cuadro 601

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia Valverde (Año 1971)

Cuadro 602

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia Valverde (Año 1971)

Cuadro 603

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia Valverde (Año 1971)

Cuadro 604

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, en el municipio de Mao (Año 1971)

Cuadro 605

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia de San Cristóbal (Año 1971)

Cuadro 606

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia de San Cristóbal (Año 1971)

Cuadro 607

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia de San Cristóbal (Año 1971)

Cuadro 608

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, en San Cristóbal, provincia San Cristóbal (Año 1971)

Cuadro 609

Superficie destinada a la aparcería, arriendo y reforma agraria, por grupos campesinos, en San Cristóbal (Año 1971)

Cuadro 610

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia Peravia (Año 1971)

Cuadro 611

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia Peravia (Año 1971)

Cuadro 612

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia Peravia (Año 1971)

Cuadro 613

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, en Baní (Año 1971)

Cuadro 614

Superficie destinada a la aparcería, arriendo y reforma agraria, por grupos campesinos, en Baní (Año 1971)

Cuadro 615

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia de Azua (Año 1971)

Cuadro 616

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia de Azua (Año 1971)

Cuadro 617

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia de Azua (Año 1971)

Cuadro 618

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, en el municipio Azua (Año 1971)

Cuadro 619

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia de San Juan (Año 1971)

Cuadro 620

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia de San Juan (Año 1971)

Cuadro 621

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia de San Juan (Año 1971)

Cuadro 622

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, en el municipio San Juan de la Maguana (Año 1971)

Cuadro 623

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia de Bahoruco (Año 1971)

Cuadro 624

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia de Bahoruco (Año 1971)

Cuadro 625

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia de Bahoruco (Año 1971)

Cuadro 626

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, municipio de Neyba (Año 1971)

Cuadro 627

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia de Barahona (Año 1971)

Cuadro 628

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia de Barahona (Año 1971)

Cuadro 629

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia de Barahona (Año 1971)

Cuadro 630

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, municipio de Barahona (Año 1971)

Cuadro 631

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia Montecristi (Año 1971)

Cuadro 632

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia Montecristi (Año 1971)

Cuadro 633

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia Montecristi (Año 1971)

Cuadro 634

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, en el municipio de Montecristi (Año 1971)

Cuadro 635

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia de Dajabón (Año 1971)

Cuadro 636

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia de Dajabón (Año 1971)

Cuadro 637

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia de Dajabón (Año 1971)

Cuadro 638

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, en el municipio de Dajabón (Año 1971)

Cuadro 639

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia La Estrelleta (Año 1971)

Cuadro 640

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia La Estrelleta (Año 1971)

Cuadro 641

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia La Estrelleta (Año 1971)

Cuadro 642

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, en el municipio Elías Piña (Año 1971)

Cuadro 643

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia Independencia (Año 1971)

Cuadro 644

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia Independencia (Año 1971)

Cuadro 645

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia Independencia (Año 1971)

Cuadro 646

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, municipio de Jimaní (Año 1971)

Cuadro 647

Número total de fincas y superficie, según su extensión, en la Provincia de Pedernales (Año 1971)

Cuadro 648

Fincas y superficie, por grupos campesinos, en la Provincia Pedernales (Año 1971)

Cuadro 649

Datos para el cálculo del coeficiente de Gini en la Provincia Pedernales (Año 1971)

Cuadro 650

Superficie de fincas por régimen de tenencia, según tamaño, en el municipio de Pedernales (Año 1971)

Cuadro 651

Número de explotaciones y superficie, según provincias (Año 1971)

Cuadro 652

Índice de Gini por provincia (Año 1971)

Cuadro 653

Condición jurídica de las explotaciones agropecuarias (Año 1971)

Cuadro 654

Número de explotaciones y trabajo asalariado (Año 1971)

Cuadro 655

Explotaciones que ocuparon trabajadores agrícolas, según provincias (Año 1971)

Cuadro 656

Superficie de las explotaciones tomadas en arriendo, según provincias (Año 1982)

Cuadro 657

Relación de arriendos con pago en dinero y otras formas de pago, según provincias (Año 1982)

Cuadro 658

PIB total real y PIB agropecuario real (A precios de 1970)
(Millones de RD\$)

Cuadro 659

PIB real agropecuario
(Millones de RD\$, a precios de 1991)

Cuadro 660

Productos tradicionales de exportación (T.M.)

Cuadro 661

Número de explotaciones sembradas de caña de azúcar, superficie y producción, según provincias (Zafra 1970-1971)

Cuadro 662

Número de explotaciones de caña de azúcar y superficie sembrada, según tamaño (Año 1982)

Cuadro 663

Concentración de la tierra (Año 1982)

Cuadro 664

Fincas grandes, medianas y pequeñas: número y superficie de las explotaciones según tamaño (Año 1982)

Cuadro 665

Número de explotaciones (medianas y grandes) sembradas de caña de azúcar, superficie y producción, según provincias (Año 1982)

Cuadro 666

Número de explotaciones pequeñas de caña de azúcar, superficie sembrada y producción, según provincias (Año 1982)

Cuadro 667

Número de explotaciones de café, superficie y producción, según provincias (Año 1971)

Cuadro 668

Número de explotaciones de café y superficie sembrada, según tamaño (Año 1982)

Cuadro 669

Concentración de la tierra (Año 1982)

Cuadro 670

Fincas grandes, medianas y pequeñas: número y superficie de las explotaciones según tamaño (Año 1982)

Cuadro 671

Número de explotaciones (medianas y grandes) sembradas de café, superficie y producción, según provincias (Año 1982)

Cuadro 672

Número de explotaciones pequeñas de café, superficie sembrada y producción, según provincias (Año 1982)

Cuadro 673

Número de explotaciones de cacao, superficie y producción, según provincias (Año 1971)

Cuadro 674

Número de explotaciones de cacao y superficie sembrada, según tamaño (Año 1982)

Cuadro 675

Concentración de la tierra cacaotera (Año 1982)

Cuadro 676

Fincas grandes, medianas y pequeñas: número y superficie de las explotaciones cacaoteras, según tamaño (Año 1982)

Cuadro 677

Número de explotaciones (medianas y grandes) sembradas de cacao, superficie y producción, según provincias (Año 1982)

Cuadro 678

Número de explotaciones pequeñas de cacao, superficie sembrada y producción, según provincias (Año 1982)

Cuadro 679

Número de explotaciones de tabaco, superficie y producción, según provincias (Año 1971)

Cuadro 680

Número de explotaciones de tabaco y superficie sembrada, según tamaño (Año 1982)

Cuadro 681

Concentración de la tierra tabacalera (Año 1982)

Cuadro 682

Fincas grandes, medianas y pequeñas: número y superficie de las explotaciones tabacaleras, según tamaño (Año 1982)

Cuadro 683

Número de explotaciones (medianas y grandes) sembradas de tabaco, superficie y producción, según provincias (Año 1982)

Cuadro 684

Número de explotaciones pequeñas de tabaco, superficie sembrada y producción, según provincias (Año 1982)

Cuadro 685

Producción de arroz y maíz (1961-2010)

Cuadro 686

Número de explotaciones de arroz, superficie y producción, según provincias y regiones (Marzo-agosto 1971)

Cuadro 687

Número de explotaciones de arroz y superficie sembrada, según tamaño (Año 1982)

Cuadro 688

Concentración de la tierra arrocera (Año 1982)

Cuadro 689

Fincas grandes, medianas y pequeñas: número y superficie de las explotaciones arroceras, según tamaño (Año 1982)

Cuadro 690

Número de explotaciones (medianas y grandes) sembradas de arroz, superficie y producción, según provincias (Año 1982)

Cuadro 691

Número de explotaciones pequeñas de arroz, superficie sembrada y producción, según provincias (Año 1982)

Cuadro 692

Número de explotaciones de maíz, superficie y producción, según provincias y regiones (Marzo-agosto 1971)

Cuadro 693

Número de explotaciones de maíz y superficie sembrada, según tamaño (Año 1982)

Cuadro 694

Concentración de la tierra maicera (Año 1982)

Cuadro 695

Fincas grandes, medianas y pequeñas: número y superficie de las explotaciones maicera, según tamaño (Año 1982)

Cuadro 696

Número de explotaciones (medianas y grandes) sembradas de maíz, superficie y producción, según provincias (Año 1982)

Cuadro 697

Número de explotaciones pequeñas de maíz, superficie sembrada y producción, según provincias (Año 1982)

Cuadro 698

Oleaginosas (1961-2010)

Cuadro 699

Número de explotaciones de maní, superficie y producción, según provincias y regiones (Marzo-agosto 1971)

Cuadro 700

Leguminosas (1961-2010)

Cuadro 701

Número de explotaciones de habichuelas coloradas, superficie y producción, según provincias y regiones (Marzo-agosto 1971)

Cuadro 702

Número de explotaciones de habichuelas coloradas y superficie sembrada, según tamaño (Año 1982)

Cuadro 703

Concentración de la tierra maicera (Año 1982)

Cuadro 704

Fincas grandes, medianas y pequeñas: número y superficie de las explotaciones habichueleras, según tamaño (Año 1982)

Cuadro 705

Número de explotaciones (medianas y grandes) sembradas de habichuelas coloradas, superficie y producción, según provincias (Año 1982)

Cuadro 706

Número de explotaciones pequeñas de habichuelas coloradas, superficie sembrada y producción, según provincias (Año 1982)

Cuadro 707

Tubérculos, bulbos y raíces (1961-2010)

Cuadro 708

Número de explotaciones de yuca, superficie y producción, según provincias y regiones (Marzo-agosto 1971)

Cuadro 709

Número de explotaciones de yuca y superficie sembrada, según tamaño (Año 1982)

Cuadro 710

Concentración de la tierra yuquera (Año 1982)

Cuadro 711

Fincas grandes, medianas y pequeñas: número y superficie de las explotaciones yuqueras, según tamaño (Año 1982)

Cuadro 712

Número de explotaciones (medianas y grandes) sembradas de yuca, superficie y producción, según provincias (Año 1982)

Cuadro 713

Número de explotaciones pequeñas de yuca, superficie sembrada y producción, según provincias (Año 1982)

Cuadro 714

Frutas (1961-2010)

Cuadro 715

Número de explotaciones de guineo, superficie y producción, según provincias y regiones (Septiembre 1971)

Cuadro 716

Hortalizas (1961-2010)

Cuadro 717

PIB real agropecuario (1961-2010)
(Millones de RD\$, precios de 1970)

Cuadro 718

PIB real agropecuario (1961-2003)

Cuadro 719

PIBA real efectivo, PIB real estimado y valores residuales (1961-2003)

Cuadro 720

PIB real agropecuario (1961-2003)

Cuadro 721

PIBA real efectivo, PIB real estimado y valores residuales (1961-2003)

Cuadro 722

Correlación del PIB agropecuario con otras variables macroeconómicas (1970-2003) 161

Cuadro 723

PIBA y demanda interna (1970-2003)
(Millones de RD\$, a precios de 1970)

Cuadro 724

PIBA real efectivo, PIB real estimado y valores residuales (1961-2003)

Cuadro 725

PIBA y hoteles, bares y restaurantes (1970-2003)
(Millones de RD\$, a precios de 1970)

Cuadro 726

PIBA real efectivo, PIB real estimado y valores residuales (1961-2003)

Cuadro 727

PIBA y exportaciones de bienes (1970-2003)
(Millones de RD\$, a precios de 1970)

Cuadro 728

PIBA real efectivo, PIB real estimado y valores residuales (1961-2003)

Cuadro 729

PIBA real, demanda interna (DI), hoteles, bares y restaurantes (HBR) y exportaciones de bienes (XB) (1970-2003)
(Millones de RD\$, a precios de 1970)

Cuadro 730

PIB real de la industria manufacturera efectiva, PIB real de la industria manufacturera estimada y valores residuales (1970-2003)

Cuadro 731

Participación del gasto agropecuario en el gasto público total (1980-2009)

Cuadro 732

Tasas de crecimiento anual del valor de la producción agrícola (1980-1999)

Cuadro 733

Balanza de bienes agrícolas (1980-1999)
(Millones de US\$)

Cuadro 734

Crédito bancario comercial al sector agropecuario (1982-1995)
(Millones de RD\$)

Cuadro 735

Concentración de la tierra (1950-1998)

Cuadro 736

Movimiento industrial (1961-1978)
(En RD\$)

Cuadro 737

Inversión bruta e inversión neta en la industria manufacturera dominicana (1961-1978)
(Millones de RD\$)

Cuadro 738

Inversión neta en el sector industrial manufacturero dominicano (1961-1978)

Cuadro 739

Inversión neta efectiva, inversión neta estimada y valores residuales (1961-1978)

Cuadro 740

Masa de ganancia (1961-1978)

Cuadro 741

Movimiento industrial (1961-1978)
(En RD\$)

Cuadro 742

Comprobación empírica de la ley marxista, No. 1, sobre la masa de plusvalía (1961-1978)

Cuadro 743

Plusvalía generada en el sector industrial dominicano (1936-1960)

Cuadro 744

Plusvalía efectiva, plusvalía estimada y valores residuales (1936-1960)

Cuadro 745

Brechas expansivas y contraccionistas a nivel de la plusvalía y el PIB real (1961-1978)

Cuadro 746

Masa de plusvalía, cuota de plusvalía y capital variable del sector industrial dominicano (1961-1978)

Cuadro 747

Plusvalía efectiva y plusvalía estimada del sector industrial dominicano (1961-1978)

Cuadro 748

Distintas cuotas de ganancia y distintas composición orgánica de capitales (1961-1978)

Cuadro 749

Distintas cuotas de ganancia y distintas composición orgánica de capitales, fijando la cuota de plusvalía (1961-1978)

Cuadro 750

Cálculo de la cuota de ganancia, tomando el 1961 como año base (1961-1978)

Cuadro 751

Cuota de ganancia y la variable tiempo (1961-1978)

Cuadro 752

Cuota de ganancia efectiva, cuota de ganancia estimada y valores residuales (1961-1978)

Cuadro 753

Cuota de ganancia y cuota de plusvalía en el sector industrial dominicano (1961-1978)

Cuadro 754

Cuota de ganancia efectiva, cuota de ganancia estimada y valores residuales (1936-1960)

Cuadro 755

Cuota de ganancia y composición orgánica del capital en el sector industrial dominicano (1936-1960)

Cuadro 756

Cuota de ganancia y composición orgánica del capital en el sector industrial dominicano (1936-1960)

Cuadro 757

Cuota de ganancia efectiva, cuota de ganancia estimada y valores residuales (1936-1960)

Cuadro 758

Precio de costo de las mercancías industriales (1961-1978)

Cuadro 759

Precios de producción (1961-1978)

Cuadro 760

PIB manufacturero (1980-1999)

(Índice 1991= 100)

Cuadro 761

Valor de la producción de la industria local, según principales productos

(1980-1999)

(Índice, 1991=100)

Cuadro 762

Participación de las manufacturas en las exportaciones a la OCDE (1980-1996)

(%)

Cuadro 763

Exportaciones de países a la OCDE, según su contenido tecnológico (1977-1996)

(%)

Cuadro 764

Competitividad de las exportaciones manufactureras a la OCDE (1990 y 1996)

(%)

Cuadro 765

PIB industrial (a precios de 1970)

(En millones de RD\$)

Cuadro 766

Participación sectorial en el PIB real industrial (1961-2010)

(%)

Cuadro 767

PIB real de la industria manufacturera y el factor tiempo (1961-2010)

(%)

Cuadro 768

PIB real de la industria manufacturera efectiva, PIB real de la industria manufacturera estimada y valores residuales (1970-2003)

Cuadro 769

PIB real de la industria y el PIB real total (1961-2010) (%)

Cuadro 770

PIB real de la industria manufacturera efectiva, PIB real de la industria manufacturera estimada y valores residuales (1970-2003)

Cuadro 771

PIB real de la industria y demás sectores que conforman el PIB real total (1961-2010)
(%)

Cuadro 772

PIB real de la industria manufacturera efectiva, PIB real de la industria manufacturera estimada y valores residuales (1970-2003)

Cuadro 773

PIB real de la industria manufacturera, consumo agregado de bienes e importaciones de bienes (1970= 100)
(En millones de RD\$)

Cuadro 774

PIB real de la industria manufacturera efectiva, PIB real de la industria manufacturera estimada y valores residuales (1970-2003)

Cuadro 775

Movimiento en la industria manufacturera (1961-1978)
(En RD\$)

Cuadro 776

Masa de ganancia en el sector industrial no azucarero (1936-1960)

Cuadro 777

Movimiento industrial no azucarero (1961-1978)
(En miles de RD\$)

Cuadro 778

Comprobación empírica de la ley marxista, No. 1, sobre la masa de plusvalía, en el sector industrial no azucarero (1961-1978)

Cuadro 779

Plusvalía generada en el sector industrial no azucarero postrujillista (1961-1978)

Cuadro 780

Plusvalía efectiva, plusvalía estimada y valores residuales (1961-1978)

Cuadro 781

Demanda de fuerza de trabajo con una composición orgánica del capital constante (1961-1978)

Cuadro 782

Capital variable y capital invertido en el sector industrial no azucarero (1936-1960)
(Miles de RD\$)

Cuadro 783

Estimación del capital variable (1936-1960)

Cuadro 784

Estimación del salario promedio en el sector industrial no azucarero (1936-1960)

Cuadro 785

Cuota de plusvalía en el sector industrial no azucarero postrujillista (1961-1978)

Cuadro 786

Distintas cuotas de ganancia y distintas composición orgánica de capitales, con una cuota de plusvalía fija (1961-1978)

Cuadro 787

Cálculo de la cuota de ganancia, tomando el 1961 como año base (1961-1978)

Cuadro 788

Movimiento de la industria azucarera (1961-1978)

(En RD\$)

Cuadro 789

Movimiento de la industria azucarera (1961-1978) (En RD\$)

Cuadro 790

Capital constante, capital variable y masa de plusvalía extraída al proletariado azucarero (1961-1978)

Cuadro 791

Cuota de plusvalía, composición orgánica del capital y cuota de ganancia (1961-1978)

Cuadro 792

Distintas cuotas de ganancia y distintas composición orgánica de capitales, con una cuota de plusvalía fija (1961-1978)

Cuadro 793

Cálculo de la cuota de ganancia, tomando el 1961 como año base (1961-1978)

Cuadro 794

PIB real de la industria manufacturera y el factor tiempo (1961-2010)

(%)

Cuadro 795

PIB real de la industria manufacturera efectiva, PIB real de la industria azucarera estimada y valores residuales (1970-2003)

Cuadro 796

PIB real de la industria azucarera y el PIB real total (1961-2010)
(%)

Cuadro 797

PIB real de la industria manufacturera efectiva, PIB real de la industria manufacturera estimada y valores residuales (1970-2003)

Cuadro 798

PIB real de la industria azucarera (IA), industria no azucarera (INA) e industria de zonas francas (IZF) (1970= 100)
(En millones de RD\$)

Cuadro 799

PIB real de la industria azucarera efectiva, PIB real de la industria azucarera estimada y valores residuales (1970-2003)

Cuadro 800

PIB real de la industria de zonas francas y el factor tiempo (1961-2010)
(%)

Cuadro 801

Volumen de producción efectivo de arroz descascarado, volumen de producción estimado de arroz descascarado y valores residuales (1970-2003)

Cuadro 802

PIB real de la industria de zonas francas y el PIB real total (1961-2010)

Cuadro 803

PIB real efectivo de la industria de zonas francas, PIB real estimado de la industria de zonas francas y valores residuales (1970-2003)

Cuadro 804

PIB real de la industria de zonas francas (IZF), industria azucarera (IA) e industria no azucarera (INA) (1970= 100)
(En millones de RD\$)

Cuadro 805

PIB real efectivo de la industria de zonas francas, PIB real estimado de la industria de zonas francas y valores residuales (1970-2003)

Cuadro 806

Producción fabril de subproductos de la caña de azúcar (1970-2003)

Cuadro 807

Volumen de producción proveniente de la industria no azucarera (1970-2003)

Cuadro 808

Movimiento industrial de las zonas francas (1970-2010)
(En RD\$)

Cuadro 809

PIB de la industria minera dominicana (1970-2010)
(En millones de RD\$)

Cuadro 810

Producción de bienes minerales metálicos (1970-2010)

Cuadro 811

Producción de bienes minerales no metálicos (1980-2010)

Cuadro 812

PIB de la industria de la construcción (1970-2010)
(En millones de RD\$, a precios constantes de 1970)

Cuadro 813

Movimiento industrial en la etapa trujillista y en el postrujillismo (1936-1978) (RD\$)

Cuadro 814

Cuota de plusvalía industrial (1936-1960/1961-1978)

Cuadro 815

Composición orgánica del capital (1936-1960/1961-1978)

Cuadro 816

Cuota de ganancia capitalista (1936-1960/1961-1978)

Cuadro 817

Masa de plusvalía extraída al proletariado industrial (1936-1960/1961-1978)

Cuadro 818

PIB real de la República Dominicana (1961-2003)
(Millones de RD\$, precios constantes de 1970)

Cuadro 819

PIB real (2004-2010)
(Millones de RD\$, a precios de 1991)

Cuadro 820

PIB real del sector transporte (1970-2003)
(Millones de RD\$, precios constantes de 1970)

Cuadro 821

Estimaciones y proyecciones de la población total (1990-2010)

Cuadro 822

Exportaciones e importaciones de bienes y servicios (1970-2003)
(Millones de RD\$, precios constantes de 1970)

Cuadro 823

Serie de los principales indicadores del mercado de trabajo (1991-2010)

Cuadro 824

Serie en valores absolutos de los indicadores del mercado de trabajo (1991-2010)

Cuadro 825

Población ocupada por rama de actividad económica (2010)

Cuadro 826

Población ocupada según grupo ocupacional (año 2010)

Cuadro 827

Población ocupada según categoría ocupacional (Año 2010)

Cuadro 828

Población ocupada según nivel educativo (Años 2000 y 2010)

Cuadro 829

Tasa de desempleo en la República Dominicana, 1960-2009

Cuadro 830

Tasa de inflación en la República Dominicana, 1966-2007

Cuadro 831

Agregados monetarios (1990-2000)

Cuadro 832

Balanza de bienes (1997-2008)
(Millones US\$)

Cuadro 833

Balanza de servicios (1997-2008)
(Millones US\$)

Cuadro 834

Balanza de rentas (1997-2008)
(Millones US\$)

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

Cuadro 835

Balanza de transferencias corrientes netas (1997-2008)
(Millones US\$)

Cuadro 836

Cuenta corriente (1997-2008)
(Millones US\$)

Cuadro 837

Saldo de la cuenta financiera (1997-2008)
(Millones US\$)

Cuadro 838

Inversión extranjera directa (1997-2008)
(Millones US\$)

Cuadro 839

Financiamiento (1997-2008)
(Millones US\$)

Cuadro 840

PIB y gasto interno (1997-2008)
(Millones RD\$)

Cuadro 841

Indicadores del sector externo (año 2009)

Cuadro 842

Crecimiento del PIB real en la República Dominicana (2004-2008)

Cuadro 843

Precios de exportación de materias primas dominicanas (2004-2007)
(US\$/T.M.)

Cuadro 844

Remesas de dominicanos radicados en el extranjero (2004-2008)
(Millones de US\$)

Cuadro 845

Préstamos bancarios por destino (2005-2009)
(Millones de RD\$)

Cuadro 846

Medio circulante (2004-2009)
(Millones de RD\$)

Cuadro 847

Tasa de desocupación ampliada (2004-2009)

Cuadro 848

Tasa de inflación e ingresos reales por horas trabajadas (2004-2009)

Cuadro 849

Gasto social nominal en la República Dominicana (2000-2009)
(En millones de RD\$)

Cuadro 850

Estructura del gasto social del gobierno central dominicano (2000-2009)
(Como porcentaje del gasto social total)

Cuadro 851

Evolución del gasto social real dominicano*, por habitante (2000-2008)
(En RD\$)

Cuadro 852

Gasto social dominicano como porcentaje del PIB (2000-2009)

Cuadro 853

Intensidad real e intensidad estimada del gasto social real per cápita en la República Dominicana
(2000-2009)
(En RD\$)

Cuadro 854

Gasto del gobierno central dominicano en educación (2000-2010)
(En RD\$)

Cuadro 855

Gasto del gobierno central dominicano en salud (2000-2010)
(En RD\$)

Cuadro 856

Transferencias de rentas obreras al capital como efecto de la inflación (1961-1978)

Cuadro 857

PIB, formación bruta de capital fijo (2001-2007)
(Año de referencia, 1991)

Cuadro 858

Crecimiento del Producto Interno Bruto (2006-2009)
(En %)

Cuadro 859

Comportamiento de las actividades económicas principales

Tasas de crecimiento (%)

Enero-diciembre 2007-2009

Cuadro 860

Indicadores del sector externo (año 2009)

Cuadro 861

Ingresos y gastos del gobierno central (año 2009)

Cuadro 862

Ingresos del gobierno central como porcentaje del PIB (2000-2011)

Cuadro 863

Operaciones fiscales del gobierno central (2000-2011)

(Millones de RD\$)

Cuadro 864

Crecimiento anual de las variables principales de las operaciones fiscales del gobierno central (2000-2011)

(Millones de RD\$)

Cuadro 865

Operaciones fiscales del gobierno central (1er. semestre 2011-2012)

(Millones de RD\$)

Cuadro 866

Algunas variables del gasto corriente (2000-2011)

(Millones de RD\$)

Cuadro 867

Algunas variables del gasto de capital (2000-2011)

(Millones de RD\$)

Cuadro 868

Tasa de inflación (2000-2011)

(Base diciembre 2010= 100)

Cuadro 869

Resultados desfavorables en la cuenta corriente de la balanza de pagos (2000-2011)

Cuadro 870

Balanza de renta de inversión (2000-2011)

Cuadro 871

Operaciones fiscales del gobierno central (1966-1978)
(Millones de RD\$)

Cuadro 872

Evolución de la tasa de inflación en la República Dominicana, período 1966-1978

Cuadro 873

Indicadores monetarios y reales en la República Dominicana (1966-1978)

Cuadro 874

Coefficiente tributario, déficit fiscal y relación déficit fiscal/PIB, en la República Dominicana (1966-1978)

Cuadro 875

Elementos de la balanza de pagos dominicana (1962-1965)
(Millones de US\$)

Cuadro 876

Balanza de pagos dominicana (1966-1978)
(En millones de US\$)

Cuadro 877

Exportación de azúcar e importación de petróleo en la República Dominicana (1966-1978)
(En US\$)

Cuadro 878

Donaciones y remesas en la República Dominicana (1966-1978)
(En millones de US\$)

Cuadro 879

Exportación de azúcar dominicana (1966-1978)

Cuadro 880

Balanza de bienes y balanza de servicios de la República Dominicana (1968-1978)
(En millones de US\$)

Cuadro 881

Movimiento industrial dominicano (1966-1971)

Cuadro 882

PIB efectivo y PIB estimado en la República Dominicana (1966-1978)
(En RD\$)

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

Cuadro 883

Gasto social nominal en la República Dominicana (1966-1978)
(En millones de RD\$)

Cuadro 884

Estructura del gasto social del gobierno central dominicano (1966-1978)
(Como porcentaje del gasto social total)

Cuadro 885

Evolución del gasto social real dominicano*, por habitante (1966-1978)
(En RD\$)

Cuadro 886

Gasto social dominicano como porcentaje del PIB (1966-1978)

Cuadro 887

Gasto social dominicano (promedio) como porcentaje del PIB (1966-1978)

Cuadro 888

Tasas medias de crecimiento anual del gasto social real por habitante en la República Dominicana (1966-1978)
(%)

Cuadro 889

Intensidad real e intensidad estimada del gasto social real per cápita en la República Dominicana (1966-1978)
(En RD\$)

Cuadro 890

Índice del gasto humano en la República Dominicana (1966-1978)
(%)

Cuadro 891

Gasto del gobierno central dominicano en educación (1966-1978)
(En RD\$)

Cuadro 892

Gasto del gobierno central dominicano en salud (1966-1978)
(En RD\$)

Cuadro 893

Clasificación económica del gasto público en salud en la República Dominicana (1970-1978)
(En millones de RD\$)

**EL MARXISMO NO ES UNA CIENCIA MATEMÁTICA;
ES UNA CIENCIA SOCIAL, PERO ES
COMPLETAMENTE ÚTIL AUXILIARSE DE LAS
CIENCIAS MATEMÁTICAS PARA COMPLETAR LOS
PROCESOS INVESTIGATIVOS RELACIONADOS CON
EL RÉGIMEN DE PRODUCCIÓN CAPITALISTA.**

GRÁFICOS PRESENTADOS

Gráfico 1

Establecimientos industriales (1936-1960)

Gráfico 2

Valor de las ventas de mercancías (1936-1960)

Gráfico 3

Inversión neta efectiva e inversión neta estimada en la industria manufacturera (1936-1960)

Gráfico 4

Capital constante y capital variable en el sector industrial dominicano (1936-1960)

Gráfico 5

Masa de plusvalía extraída al proletariado industrial dominicano (1936-1960)

Gráfico 6

Curvas de plusvalías (1936-1960)

Gráfico 7

Plusvalía efectiva y plusvalía estimada en el sector industrial (1936-1960)

Gráfico 8

Tasa de crecimiento del capital variable ((1937-1960)

Gráfico 9

Tasa de crecimiento de la plusvalía efectiva y del capital variable (1937-1960)

Gráfico 10

Curvas de plusvalía, cuota de plusvalía y capital variable (1936-1960)

Gráfico 11

Índices de plusvalía efectiva y plusvalía estimada (1942=100)

Gráfico 12

Plusvalía y ventas en el sector industrial (1936-1960)

Gráfico 13

Plusvalía efectiva y plusvalía estimada (1936-1960)

Gráfico 14

Plusvalía efectiva y plusvalía estimada (1936-1960)

Gráfico 15

Plusvalía efectiva y plusvalía estimada (1936-1960)

Gráfico 16

Tendencia decreciente de la cuota de ganancia (1942-1960)

Gráfico 17

Cuota de ganancia efectiva (1936-1960)

Gráfico 18

Cuota de ganancia efectiva y cuota de ganancia estimada (1936-1960)

Gráfico 19

Cuota de ganancia efectiva y cuota de ganancia estimada (1936-1960)

Gráfico 20

Cuota de ganancia efectiva y cuota de ganancia estimada (1936-1960)

Gráfico 21

Cuota de ganancia efectiva y cuota de ganancia estimada (1936-1960)

Gráfico 22

Cuota de ganancia efectiva y cuota de ganancia estimada (1936-1960)

Gráfico 23

Industria no azucarera: inversión neta efectiva e inversión neta estimada (1936-1960)

Gráfico 24

Plusvalía generada en el sector industrial no azucarero (1936-1960)

Gráfico 25

Curvas de plusvalías en el sector industrial no azucarero (1936-1960)

Gráfico 26

Plusvalía efectiva y plusvalía estimada en el sector industrial no azucarero (1936-1960)

Gráfico 27

Capital variable efectivo y capital variable estimado (1936-1960)

Gráfico 28

Sueldo efectivo y sueldo estimado (1936-1960)

Gráfico 29

Capital constante y capital variable en la industria no azucarera (1936-1960)

Gráfico 30

Composición orgánica del capital en el sector industrial no azucarero (1936-1960)

Gráfico 31

Inversión de capital efectiva e inversión de capital estimada en la industria no azucarera (1936-1960)

Gráfico 32

Inversión de capital efectiva e inversión de capital estimada en la industria no azucarera (1936-1960)

Gráfico 33

Inversión de capital efectiva e inversión de capital estimada en la industria no azucarera (1936-1960)

Gráfico 34

Inversión de capital efectiva e inversión de capital estimada en la industria no azucarera (1936-1960)

Gráfico 35: Tasa anual de crecimiento de la producción de cereales (1971-2010)

Gráfico 36: Volumen de producción de leguminosas (1961-2010)

Gráfico 37: Participación porcentual del sector agropecuario en el PIB total (1961-2003)

Gráfico 38: Crecimiento real anual del PIBA (1962-2003)

Gráfico 39: PIBA real, tanto efectivo como estimado (1961-2003)

Gráfico 40: PIBA real, tanto efectivo como estimado (1961-2003)

Gráfico 41: PIBA real, tanto efectivo como estimado (1961-2003)

Gráfico 42: PIBA real, tanto efectivo como estimado (1961-2003)

Gráfico 43: PIBA real, tanto efectivo como estimado (1961-2003)

Gráfico 44: PIBA real, tanto efectivo como estimado (1970-2003)

Gráfico 45: Gasto agropecuario como porcentaje del gasto público total (1980-2009)

Gráfico 46: Crédito real de la banca comercial al sector agropecuario (1982-1999)

Gráfico 47: Inversión neta efectiva e inversión neta estimada en la industria manufacturera (1961-1978)

Gráfico 48: Tasa de plusvalía en el sector industrial (1961-1978)

Gráfico 49: Curvas de plusvalías (1961-1978)

Gráfico 50: Plusvalía efectiva y estimada (1961-1978)

Gráfico 51: Plusvalía efectiva y estimada en el sector industrial (1961-1978)

Gráfico 52: Tendencia decreciente de la cuota de ganancia (1961-1978)

Gráfico 53: Cuota de ganancia con cuota de plusvalía en variación (1961-1978)

Gráfico 54: cuota de ganancia efectiva (g') y cuota de ganancia estimada ($g'e$) en el período 1961-1978

Gráfico 55: cuota de ganancia efectiva y cuota de ganancia estimada (1961-1978)

Gráfico 56: cuota de ganancia efectiva y cuota de ganancia estimada (1961-1978)

Gráfico 57: Crecimiento anual del PIB real industrial (1971-2003)

Gráfico 58: Crecimiento anual del PIB real azucarero (1971-2003)

Gráfico 59: Crecimiento anual del PIB real no azucarero (1971-2003)

Gráfico 60: Crecimiento anual del PIB real de las zonas francas (1971-2003)

Gráfico 61: Participación sectorial en el PIB real industrial (1970-2003)

Gráfico 62: PIB efectivo y estimado de la industria manufacturera (1970-2003)

Gráfico 63: PIB efectivo y estimado de la industria manufacturera (1970-2003)

Gráfico 64: PIB efectivo y estimado de la industria manufacturera (1970-2003)

Gráfico 65: PIB efectivo y estimado de la industria manufacturera (1970-2003)

Gráfico 66: Plusvalía generada por el sector industrial no azucarero (1961-1978)

Gráfico 67: Curvas de plusvalías en el sector industrial no azucarero (1961-1978)

Gráfico 68: Plusvalía efectiva y estimada generada del sector industrial no azucarero postrujillista (1961-1978)

Gráfico 69: Sueldo con k constante y sueldo efectivo en el sector industrial no azucarero postrujillista (1961-1978)

Gráfico 70: Sueldo efectivo y estimado en el sector industrial no azucarero postrujillista (1961-1978)

Gráfico 71: Sueldo efectivo promedio y sueldo estimado promedio en el sector industrial no azucarero postrujillista (1961-1978)

Gráfico 72: Capital constante y capital variable en la industria no azucarera (1961-1978)

Gráfico 73: Composición orgánica del capital en la industria no azucarera postrujillista (1961-1978)

Gráfico 74: Tendencia decreciente de la cuota de ganancia en el sector industrial no azucarero postrujillista (1961-1978)

Gráfico 75: Cuota de ganancia calculada en base en base a una tasa de plusvalía en proceso de cambio (1961-1978)

Gráfico 76: Tendencia decreciente de la cuota de ganancia en la industria azucarera (1961-1978)

Gráfico 77: PIB efectivo y estimado de la industria azucarera (1970-2003)

Gráfico 78: PIB efectivo y estimado en la industria azucarera (1970-2003)

Gráfico 79: PIB efectivo y estimado de la industria azucarera (1970-2003)

Gráfico 80: Volumen de producción efectivo y estimado de arroz descascarado (1970-2003)

Gráfico 81: PIB efectivo y estimado de la industria de zonas francas (1970-2003)

Gráfico 82: PIB efectivo y estimado en la industria de zonas francas (1970-2003)

Gráfico 83: Índice de la producción azucarera (1970=100)

Gráfico 84: Índice de producción de bienes industriales alimenticios (1970-2003)

Gráfico 85: Índice de producción de ron, cerveza y cigarrillos (1970-2003)

Gráfico 86: Índice de producción de bienes del área de la construcción (1970-2003)

Gráfico 87: Porcentaje del gasto local respecto a las exportaciones de zonas francas (1980-2010)

Gráfico 88: Participación porcentual del PIB minero en el PIB total (1970-2003)

Gráfico 89: Crecimiento anual del PIB total y del PIB minero (1971-2003)

Gráfico 90: Producción de oro dominicano (1980-1999)

Gráfico 91: Producción de plata dominicana (1980-1999)

Gráfico 92: Producción de níquel dominicano (1980-2008)

Gráfico 93: Producción de mármol dominicano (1980-2010)

Gráfico 94: Producción de arena, grava y gravilla dominicanas (1980-2003)

Gráfico 95: Producción de yeso dominicano (1980-2003)

Gráfico 96: Participación porcentual de la industria de la construcción en el PIB (1970-2003)

Gráfico 97: Crecimiento anual del PIB total y del PIB de la construcción (1971-2003)

Gráfico 98: Crecimiento anual del PIB en la República Dominicana (1961-2003)

Gráfico 99: Crecimiento anual del PIB sector transporte (1971-2003)

Gráfico 100: Desempleo dominicano (1960-2007)

Gráfico 101: Inflación dominicana (1966-2007)

Gráfico 102: Adelantos y redescuentos en la República Dominicana (1990-2000)

Gráfico 103: Tasas estimada y real de inflación en la República Dominicana (1966-2007)

Gráfico 104: Relación de Phillips con expectativas adaptativas (1966-2007)

Gráfico 105: Tercera ecuación diferencial: diferencias de tasas de desempleo y dinero real (1966-2007)

Gráfico 106: Ingresos y gastos totales del gobierno central (2000-2011)

Gráfico 107: Gastos en servicios personales (2000-2011)

Gráfico 108: Pago de los intereses de la deuda pública (2000-2011)

Gráfico 109: Gastos de inversión fija (2000-2011)

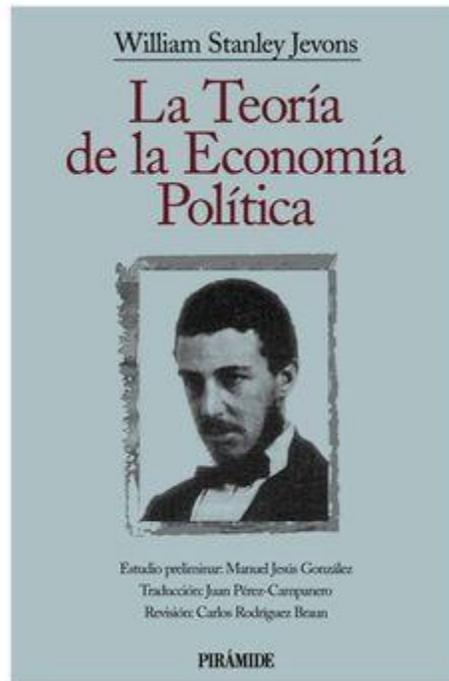
Gráfico 110: Gastos de transferencias de capital (2000-2011)

Gráfico 111: Tasa de inflación acumulada (2000-2011)

Gráfico 112: Cuenta corriente de la balanza de pagos (2000-2011)

Gráfico 113: Intereses de la deuda externa (2000-2011)

Gráfico 114: Repatriación de beneficios (2000-2011)



**Cuidado con las ideas
Matemáticas de
Jevons**

PREFACIO AL TOMO 80

El tomo 80 de nuestras Obras Completas para el período 1976-2023, está constituido por la investigación *Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral*. Esta investigación fue publicada en el mes de noviembre del año 2018.

El pasado 29 de octubre, año 2018, iniciamos una serie de publicaciones digitales bajo el título “APORTE DOMINICANO AL MARXISMO DESDE LA ECONOMETRÍA Y EL CÁLCULO DIFERENCIAL E INTEGRAL”.

Esa serie, que ya iba por la quinta parte, reflejaba un contenido extraído de nuestra obra *El capitalismo dominicano*, que cubre el extenso período 1900-2010.

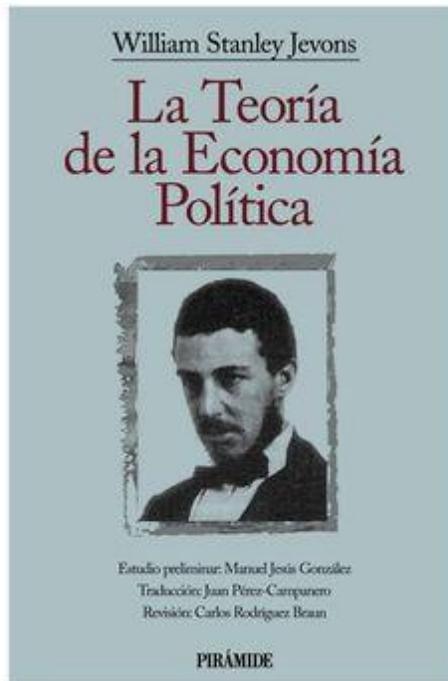
En la medida que publicábamos partes de los capítulos de *El capitalismo dominicano*, nos dimos cuenta de que la presencia de la econometría y del cálculo diferencial e integral, en los dos tomos que los constituyen (formato físico), era muy fuerte; por tanto, nos fuimos persuadiendo de la idea de que era factible pensar en la edición digital de un texto que abarcara de *El capitalismo dominicano*, aquellas secciones objeto de la econometría y del cálculo diferencial e integral.

He allí el origen de *Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral*.

Obviamente, dicho libro solamente recoge el uso de la econometría y del cálculo diferencial e integral, contenidos en la obra *El capitalismo dominicano*. Hacemos esa aclaración debido a que la econometría y el cálculo diferencial e integral, se encuentran presentes en decenas de nuestros libros publicados.

Citemos solamente tres: *Explorando el camino de la economía matemática*; *El dilema europeo: capitalismo o socialismo*; y, *Modelo econométrico de la economía cafetera dominicana*. El hecho de que podamos extraer otro libro de las entrañas de *El capitalismo dominicano*, pone de manifiesto los méritos excelsos de dicha obra. Citemos tan sólo las siguientes características cuantitativas del libro *El capitalismo dominicano*: 1,464 páginas (8.5x11 pulgadas); 1,011 notas de pie de página; y, 570 obras consultadas. Es obvio que este libro es un manantial inagotable. Nos sentimos muy satisfechos con el libro *Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral*, pues con éste quedan derribadas las mentiras baratas de los adversarios del marxismo, particularmente de algunos economistas que impugnan la economía política de Marx, referidas a que el marxismo es pura teoría, que el marxismo le teme a la econometría y al cálculo diferencial e integral. Una vez el lector entre en contacto con *Aporte dominicano al marxismo, desde la econometría y el cálculo diferencial e integral*, el tomo 80 de nuestras Obras Completas para el período 1976-2023, nos dará la razón. Seguimos adelante.

Dr. Manuel de Jesús Linares Jiménez
Enero 2023.



**¡Cuidado con el exceso del
matematicismo de Jevons!**

I...442-551

FRAGMENTOS EXTRAÍDOS DEL LIBRO *EL CAPITALISMO DOMINICANO*, CAPÍTULO VI (TOMO I, 1900-1960): EL CAPITALISMO EN LA INDUSTRIA DOMINICANA

Nuestra investigación, *El capitalismo dominicano (1900-2010)*, cuyos resultados se dieron a conocer en el año 2013, de esencia marxista-leninista-maoísta, se encuentra repleto de econometría y de cálculo diferencial e integral.

El tomo I, formato físico, de dicha investigación, que abarca el subperíodo 1900-1960, en su capítulo VI, el cual versa sobre el capitalismo en la industria dominicana, muestra muy claramente cómo utilizamos la econometría y el cálculo diferencial e integral, para verificar las tesis principales de *El capital* de Marx, en el terreno de la economía dominicana. Reproducamos, de inmediato, parte del citado capítulo (recordar que estamos citando el tomo I versión formato físico, que difiere de la edición en formato digital), desde la página 442 hasta la 551.

CAPÍTULO VI EL CAPITALISMO EN LA INDUSTRIA DOMINICANA

6.4 El sector industrial manufacturero

Procederemos a estudiar, en toda su magnitud, el sector industrial manufacturero dominicano, que incluye la industria azucarera, la industria no azucarera e industria de zonas francas, tomando como base datos estadísticos relacionados con el número de establecimientos, capital invertido, adquisición de materias primas, combustible y energía eléctrica, lubricantes, envases, pago de sueldos y salarios y valor de la venta.

6.4.1 Movimiento industrial

En el año 1936 fue registrada una cantidad de 1,076 establecimientos industriales; seis (6) años después, en el 1942, el sector había superado la barrera de los 2,000 establecimientos; y antes de finalizar el decenio de los cuarenta había más de 3,000 establecimientos, por tanto, en 10 años, casi se triplica. Su incremento continúa. En el año 1952 alcanza un pico: 3,638 establecimientos, para luego iniciar un declive pronunciado, como se puede observar en el gráfico que presentamos más abajo.

Cuadro 343
Movimiento industrial (1936-1960)
(En RD\$)

Año	Estableci- mientos industriales	Inversión de capital	Materias primas nacionales	Materias primas extranjeras	Depreciación
1936	1076	62314340	2909228	1530104	6231434

Linares

1937	1342	62408322	7331946	1808216	6240832,2
1938	1705	73436664	8151133	2144776	7343666,4
1939	1674	74726642	8654546	2239821	7472664,2
1940	1829	75969535	9377852	2355427	7596953,5
1941	1733	74920797	10548518	2619352	7492079,7
1942	2011	76137317	13926065	3314943	7613731,7
1943	2550	77940339	16949630	4297732	7794033,9
1944	2919	79435568	20401428	5103571	7943556,8
1945	2610	80000000	23408059	6329288	8000000
1946	3002	84170444	28769125	8301564	8417044,4
1947	2989	91387013	36508719	10491828	9138701,3
1948	3027	92912297	38253972	9660076	9291229,7
1949	3135	118366928	36829533	9174725	11836692,8
1950	3412	119636855	39330916	9350094	11963685,5
1951	3525	131796486	51267082	11365011	13179648,6
1952	3638	150368052	55355809	11646039	15036805,2
1953	3529	161803288	55047530	11476184	16180328,8
1954	3416	166567172	62766388	12195442	16656717,2
1955	2915	201491411	57957734	15497168	20149141,1
1956	2906	204028994	61744155	14470547	20402899,4
1957	2883	228423545	65126859	16430284	22842354,5
1958	2904	239154605	70978076	17750494	23915460,5
1959	2855	266883579	71360495	19297050	26688357,9
1960	2427	279988299	77119058	17347848	27998829,9

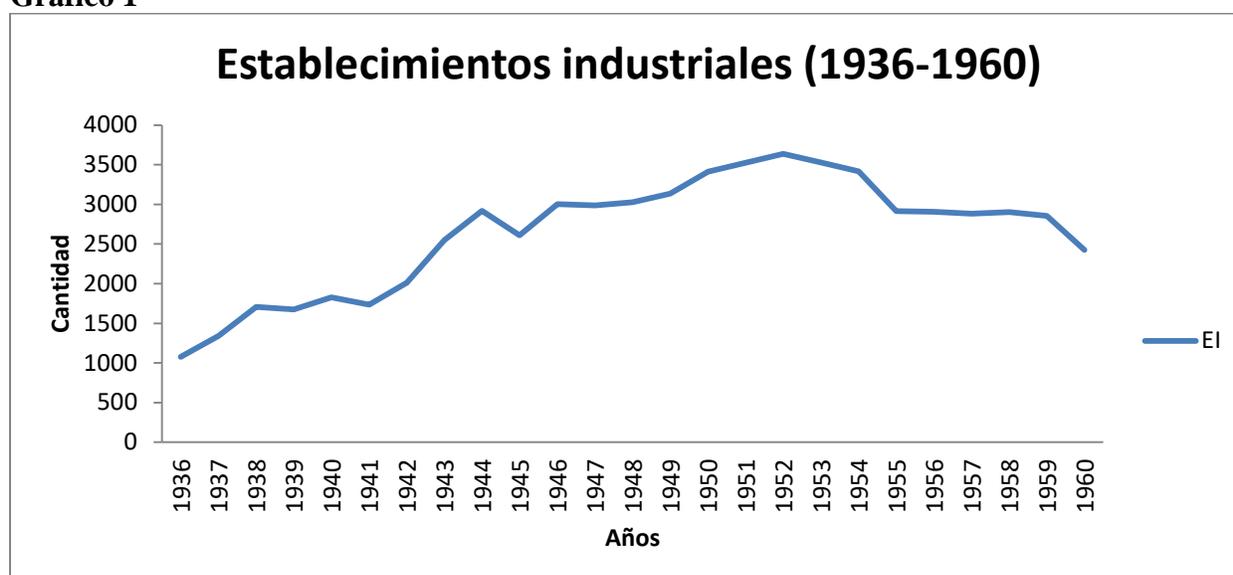
Conclusión

Año	Combustibles y electricidad	Envases	Jornales y sueldos	Obreros y empleados	Valores ventas
1936	650785	714419	4561184	20301	16279130
1937	794086	992288	6470660	31956	22883957
1938	778338	938107	6459064	34194	23156558
1939	853332	1191363	6570690	35750	25931499
1940	971120	1254875	7143459	38345	28913663
1941	973281	1555499	6100629	36631	27439355
1942	1126540	2158512	7773089	39475	43290934
1943	1486617	1919731	9506712	41690	47089379
1944	1808245	3236974	16763295	44528	84781214
1945	1611158	3217401	11701530	42003	66761812
1946	1994218	3356293	16821448	48151	90718890
1947	2877825	4360002	21008563	50248	120489008
1948	3210966	4399992	21911949	46940	114264084
1949	3188637	5080743	19449702	45233	107902695
1950	3029882	5013752	18938028	48332	120471745
1951	3140197	6088165	24446741	60942	162286885

1952	4249054	6351291	28784562	61210	161359165
1953	4176541	5335383	29313001	64472	154935281
1954	4617959	5654751	28665979	66229	162516994
1955	5002493	5273394	30481430	71004	165001400
1956	7331988	6422926	35290703	81579	193794897
1957	9905954	6813607	37649706	86811	244549159
1958	9692784	7894318	38263916	85439	219567455
1959	10972008	7902628	39040296	83625	222466660
1960	10894659	8475917	39068480	89591	271644816

Fuente: Anuario Estadístico de la República Dominicana, 1936-1954 y Estadística Industrial de la República Dominicana, 1955-1960. *Capitalismo y dictadura* de Roberto Cassá.

Gráfico 1



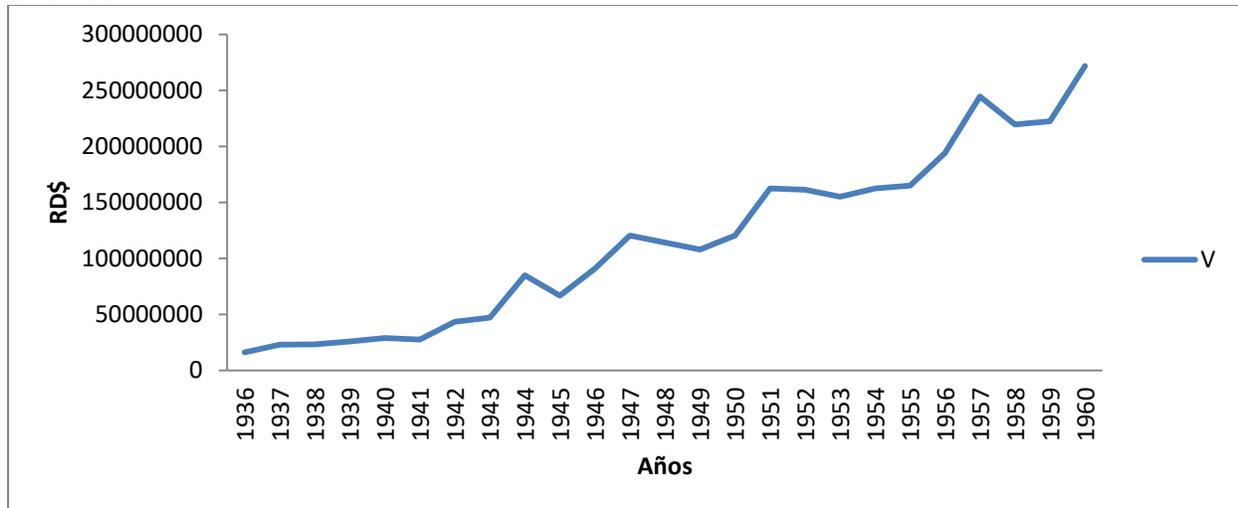
Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

La inversión de capital, igualmente, experimentó saltos agigantados; ya a inicios del decenio de los cincuenta se había más que duplicado y al entrar el año 1960, volvió a duplicarse. En fin, del año 1936 al 1960, se incrementó en 349.42%. Ello supuso, obviamente, que la relación capital invertido/establecimiento industrial, también creciera a saltos. Esta relación, en el año 1936, fue de RD\$57,913, sin embargo, para el año 1960 se remonta a RD\$115,364, por tanto, se duplicó.

El gasto en materias primas nacionales, del año 1936 al 1960, se incrementó en 2,555%, el de las materias primas extranjeras en 1,053%, el de combustible y electricidad en 1,577%, el de los envases en 1,097%, el de jornales y sueldos en 767%.

Las ventas se incrementaron en 1,566% y el número de empleados y obreros lo hizo en 341%.

Gráfico 2



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

6.4.2 Cálculo de la masa de ganancia

En los primeros años de la serie histórica 1936-1960, los costos de producción estuvieron por encima del valor de las ventas de los productos industriales, por lo que sistemáticamente, estos negocios, cosecharon pérdidas, pero a partir del año 1942, empezaron a obtener ganancias, como se puede apreciar en el cuadro siguiente:

Cuadro 344
Masa de ganancia en el sector industrial (1936-1960)

Año	Costos total de producción*	Valor de las ventas	Masa de ganancia (g´)
1936	16597154	16279130	-318024
1937	23638028,2	22883957	-754071,2
1938	25815084,4	23156558	-2658526,4
1939	26982416,2	25931499	-1050917,2
1940	28699686,5	28913663	213976,5
1941	29289358,7	27439355	-1850003,7
1942	35912880,7	43290934	7378053,3
1943	41954455,9	47089379	5134923,1
1944	55257069,8	84781214	29524144,2
1945	54267436	66761812	12494376
1946	67659692,4	90718890	23059197,6
1947	84385638,3	120489008	36103369,7
1948	86728184,7	114264084	27535899,3
1949	85560032,8	107902695	22342662,2

1950	87626357,5	120471745	32845387,5
1951	109486844,6	162286885	52800040,4
1952	121423560,2	161359165	39935604,8
1953	121528967,8	154935281	33406313,2
1954	130557236,2	162516994	31959757,8
1955	134361360,1	165001400	30640039,9
1956	145663218,4	193794897	48131678,6
1957	158768764,5	244549159	85780394,5
1958	168495048,5	219567455	51072406,5
1959	175260834,9	222466660	47205825,1
1960	180904791,9	271644816	90740024,1

Fuente: Cálculo efectuado por Manuel Linares en base al Anuario Estadístico de la República Dominicana, 1936-1954 y Estadística Industrial de la República Dominicana, 1955-1960. *Capitalismo y dictadura* de Roberto Cassá.

***Incluye valor de la depreciación de los activos fijos+valor de los insumos productivos.**

El incremento sostenido del valor de la mayoría de las variables fundamentales del sector industrial viene explicado, por la dinámica de la economía, tanto en el plano interno como en el externo. Adviértase que aun cuando a partir de la segunda mitad del decenio de los treinta, el sector se va dinamizando, lo hace lentamente, probablemente frenado por la coyuntura depresiva que vivía el mundo capitalista desarrollado, que tuvo un impacto directo sobre el devenir de la economía subdesarrollada. Sin embargo, en el decenio de los cuarenta experimenta un gran impulso, asociado con la implementación de un proceso más intenso, ahora, de industrialización sustitutiva y con el crecimiento continuo del producto agregado en el decenio de los cincuenta. Un elemento a destacar, en el auge industrial, fue la tendencia creciente de la ganancia industrial, que en 25 años alcanzó RD\$701,672,531.8, en base a la explotación obrera y el saqueo a los consumidores, que eran sometidos a mercados propios de la economía monopolista.

6.4.3 Cálculo de la formación de capital en la industria manufacturera

Alpha Chiang, en su obra *Métodos fundamentales de economía matemática*, capítulo XIV, página 465, dice que la formación de capital es el proceso de aumentar un stock dado de capital. Considerando este proceso como continuo en el tiempo, podemos expresar el stock de capital como una función del tiempo, $k(t)$, y usar la derivada dk/dt para denotar la tasa de formación de capital.¹

6.4.3.1 Cálculo de la inversión neta

Para llevar a cabo el cálculo de la formación de capital, Chiang, acude al concepto de inversión neta. ¿Cómo se calcula? Veamos:

$$I_b = I_n + \delta K$$

$$I_n = I_b - \delta K$$

¹ Véase la indicada obra de Chiang, pp. 465-467.

Donde:

In= inversión neta

Ib= inversión bruta

δ = tasa de depreciación de los activos fijos

K= capital invertido (inversión bruta).

En esta virtud es necesario, para efectuar el cálculo, contar con las siguientes informaciones:

Cuadro 345
Inversión bruta e inversión neta en la industria manufacturera dominicana (1936-1960)
(Millones de RD\$)

Año	Inversión bruta (Ib)	Depreciación (D)	Inversión neta (In)
1936	62314340	6231434	56082906
1937	62408322	6240832,2	56167489,8
1938	73436664	7343666,4	66092997,6
1939	74726642	7472664,2	67253977,8
1940	75969535	7596953,5	68372581,5
1941	74920797	7492079,7	67428717,3
1942	76137317	7613731,7	68523585,3
1943	77940339	7794033,9	70146305,1
1944	79435568	7943556,8	71492011,2
1945	80000000	8000000	72000000
1946	84170444	8417044,4	75753399,6
1947	91387013	9138701,3	82248311,7
1948	92912297	9291229,7	83621067,3
1949	118366928	11836692,8	106530235,2
1950	119636855	11963685,5	107673169,5
1951	131796486	13179648,6	118616837,4
1952	150368052	15036805,2	135331246,8
1953	161803288	16180328,8	145622959,2
1954	166567172	16656717,2	149910454,8
1955	201491411	20149141,1	181342269,9
1956	204028994	20402899,4	183626094,6
1957	228423545	22842354,5	205581190,5
1958	239154605	23915460,5	215239144,5
1959	266883579	26688357,9	240195221,1
1960	279988299	27998829,9	251989469,1

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares, en base al Anuario Estadístico de la República Dominicana, 1936-1954; Estadística Industrial de la República Dominicana, 1955-1960; y *Capitalismo y dictadura* de Roberto Cassá.

6.4.3.2 Modelo econométrico

Procedamos a estimar un modelo econométrico, en el que se asocia la inversión neta (I_n), del sector industrial manufacturero dominicano, con la variable tiempo; se procura estudiar cómo influye el tiempo sobre la formación de capital. Suponemos que $I_n = f(t)$, por tanto, se concibe que la inversión neta es una función de la variable tiempo. De modo que el modelo a estimar sería este: $I_n = \alpha + \beta t + \mu$, donde:

I_n = inversión neta

α = intercepto

β = coeficiente de la tangente de la recta

t = variable tiempo

μ = perturbación estocástica

Este modelo fue estimado mediante el método de los mínimos cuadrados, partiendo de las informaciones contenidas en el cuadro siguiente:

Cuadro 346
Inversión neta en el sector industrial manufacturero dominicano (1936-1960)

Año	Variable dependiente: inversión neta (I_n)	Variable independiente: tiempo (t)
1936	56082906	1
1937	56167489,8	2
1938	66092997,6	3
1939	67253977,8	4
1940	68372581,5	5
1941	67428717,3	6
1942	68523585,3	7
1943	70146305,1	8
1944	71492011,2	9
1945	72000000	10
1946	75753399,6	11
1947	82248311,7	12
1948	83621067,3	13
1949	106530235,2	14
1950	107673169,5	15
1951	118616837,4	16
1952	135331246,8	17
1953	145622959,2	18
1954	149910454,8	19
1955	181342269,9	20
1956	183626094,6	21

Linares

1957	205581190,5	22
1958	215239144,5	23
1959	240195221,1	24
1960	251989469,1	25

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares, en base al Anuario Estadístico de la República Dominicana, 1936-1954; Estadística Industrial de la República Dominicana, 1955-1960; y *Capitalismo y dictadura* de Roberto Cassá.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Ecuación lineal	In= 1,607E7 + 7830805,049t
Error estándar	ee= (9472717) (637203)
Valores t	t= (1,697) (12,289)
Valores p	p= (0,103) (0.000)
Coefficiente de determinación	r ² = 0.868
Coefficiente de correlación de Pearson	r= 0.932
Grados de libertad	g de l= 23
Test de la F de Fisher	F _{1,23} = 151
Durbin Watson	DW= 0,16

Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 7830805,049 que mide la pendiente de la recta, indica que dentro de un intervalo muestral de t entre 1 y 25, a medida que t se incrementa en un año, el incremento estimado promedio en la inversión neta es de 7,830,805.049. El coeficiente 16,070,000, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre la inversión neta de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de r²= 0.868 significa que cerca del 87% de la variación en la inversión está explicado por el factor tiempo. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.932 muestra que las dos variables, inversión neta y tiempo, poseen una correlación positiva elevada.

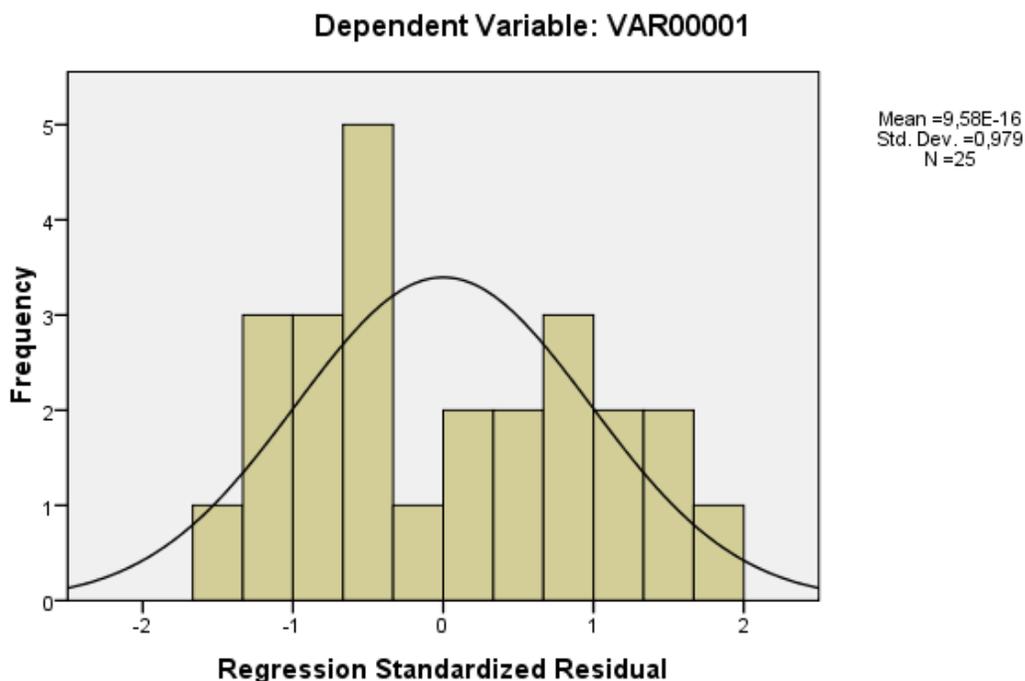
En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 23 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 1,697 es 0,103 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 12,289 es 0.000. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 1,697 es 0,103; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es de 1,030 por cada 10,000 casos, que es aceptable; de aquí que podamos aseverar que el verdadero intercepto poblacional no es igual a cero (0); es rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 12,289 es 0.000. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es

verdadera) es prácticamente cero (0), de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

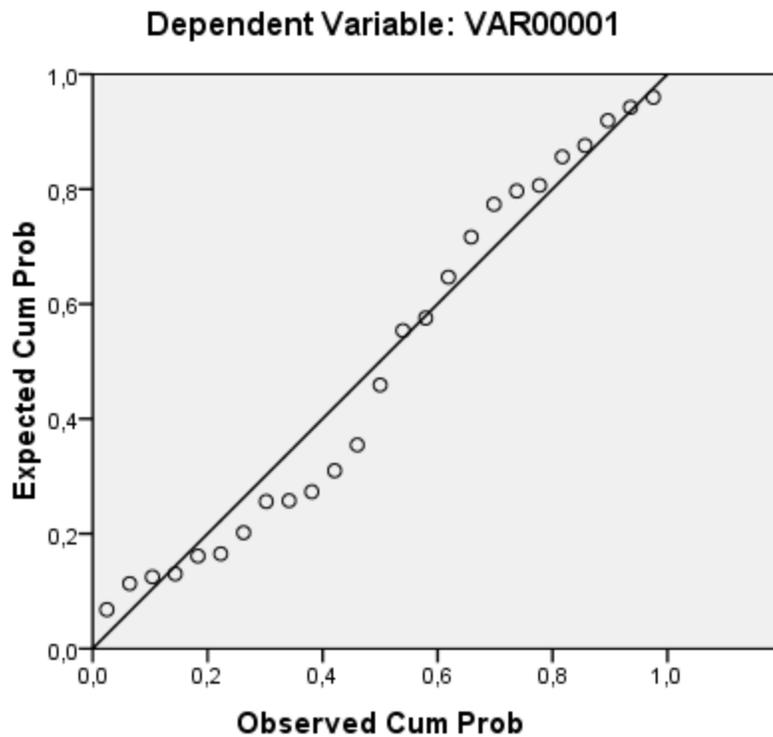
La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 23 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,23} = 4.25$, obviamente inferior a la obtenida, 151, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (1.16) se encuentra más cerca del 2 que del 0, lo que indica que probablemente no haya muchos problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre la inversión neta y el factor tiempo, pues el término de perturbación estocástica, μ , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. Igualmente se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, μ , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciera a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra μ , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores de la inversión neta, tanto efectivos como estimados y los valores de μ , así como su correspondiente gráfica.

Cuadro 347

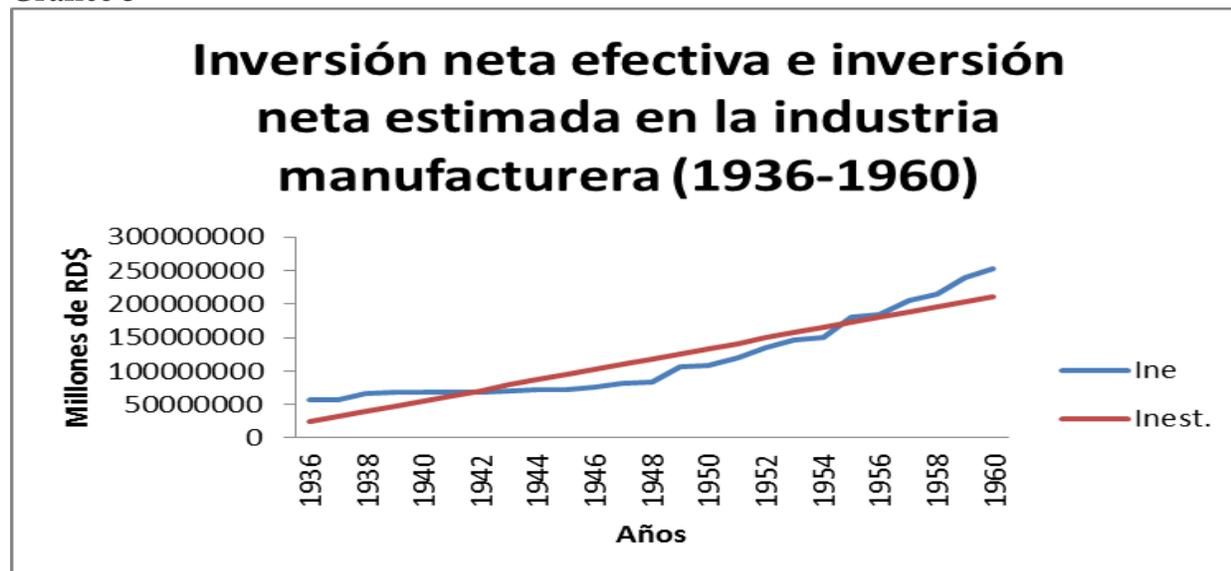
Inversión neta efectiva, inversión neta estimada y valores residuales (1936-1960)

Año	Inversión neta efectiva (Ine)	Inversión neta estimada (In est.)	Valores de μ
1936	56082906,00	2,3904E7	3,21789E7
1937	56167489,80	3,1735E7	2,44327E7
1938	66092997,60	3,9566E7	2,65274E7
1939	67253977,80	4,7396E7	1,98576E7
1940	68372581,50	5,5227E7	1,31454E7
1941	67428717,30	6,3058E7	4,37069E6
1942	68523585,30	7,0889E7	-2,36525E6
1943	70146305,10	7,8720E7	-8,57334E6
1944	71492011,20	8,6550E7	-1,50584E7
1945	72000000,00	9,4381E7	-2,23813E7
1946	75753399,60	1,0221E8	-2,64587E7
1947	82248311,70	1,1004E8	-2,77945E7

1948	83621067,30	1,1787E8	-3,42526E7
1949	1,07E8	1,2570E8	-1,91742E7
1950	1,08E8	1,3354E8	-2,58621E7
1951	1,19E8	1,4137E8	-2,27492E7
1952	1,35E8	1,4920E8	-1,38656E7
1953	1,46E8	1,5703E8	-1,14047E7
1954	1,50E8	1,6486E8	-1,49480E7
1955	1,81E8	1,7269E8	8,65297E6
1956	1,84E8	1,8052E8	3,10599E6
1957	2,06E8	1,8835E8	1,72303E7
1958	2,15E8	1,9618E8	1,90574E7
1959	2,40E8	2,0401E8	3,61827E7
1960	2,52E8	2,1184E8	4,01461E7

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 3



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, el factor tiempo (variable independiente), durante el período 1936-1960, ejerció influencia en la explicación de los valores asumidos por la In (variable dependiente), en un 87%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, el coeficiente, relacionado a la constante, es significativo e igualmente el de la pendiente de la recta de regresión; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

6.4.3.3 Integral indefinida

Como ya pudimos estimar, a través de la regresión lineal, la ecuación de la inversión neta, equivalente a $In(t) = 16,070,000 + 7,830,805t$, procederemos de inmediato, a calcular, primero, la trayectoria temporal de la formación de capital y segundo, nuestro objeto, la magnitud del capital acumulado en el período 1936-1960.

Seguimos con Chiang. Supongamos que el flujo de inversión neta lo describe la ecuación a $In(t) = 16,070,000 + 7,830,805t$ y que el capital inicial para el instante $t = 0$, es $K(0)$. ¿Cuál es la trayectoria de tiempo del capital K ? Al integrar $In(t)$ respecto a t , tenemos:

$$\begin{aligned} K(t) &= \int In(t) dt = \\ &= \int (16,070,000 + 7,830,805t) dt = \\ &= \int 16,070,000 dt + \int 7,830,805t dt = \\ &= 16,070,000 \int dt + 7,830,805 \int t dt = \\ &= 16,070,000t + 7,830,805(1/2)t^2 + c \end{aligned}$$

Si hacemos $t = 0$, tendremos:

$$K(0) = 16,070,000(0) + 7,830,805(1/2)(0)^2 + c = 0 + 0 + c = c$$

Por tanto, la trayectoria de tiempo de K es

$$K(t) = 16,070,000(t) + 7,830,805(1/2)(t)^2 + K(0).$$

6.4.3.4 Integral definida

Para calcular la cantidad de formación de capital, tenemos que recurrir al concepto de integral definida.

Habida cuenta que $\int In(t) = K(t)$, podemos escribir la integral definida del modo siguiente:

$$\int_a^b In(t) dt = K(t) \Big|_a^b = K(b) - K(a)$$

Como deseamos calcular la formación de capital, desde el año 1936 al año 1960, modificaremos la ecuación anterior y tendremos.

$$K(t) = K(0) + \int_0^t In(t) dt$$

Así la cantidad de K para cualquier instante t es el capital inicial (año 1936) más la acumulación total de capital que se ha dado desde entonces, hasta el año 1960.² Procedamos.

$$\begin{aligned} \int_0^{25} In(t) dt &= K(0) + [16,070,000(t) + 7,830,805(1/2)(t)^2]_0^{25} = K(0) + K(25) - K(0) = \\ &= 56082906 + (16,070,000)(25) - (16,070,000)(0) + 7,830,805(1/2)(25)^2 - 7,830,805(1/2)(0)^2 = \\ &= \text{RD}\$2,904,959,469. \end{aligned}$$

² Véase la obra de Chiang, *Métodos fundamentales de economía matemática*, pp. 465-467.

La formación de capital, en la industria manufacturera dominicana, en el período 1936-1960, fue de casi 3 mil millones de pesos dominicanos. Frente a esta realidad, ¿qué diría el dependentismo patrio? Exclamaría, ¡esa formación de capital emana de la industria azucarera, nunca de la no azucarera! Cuando analicemos la industria no azucarera, quedará demostrada que tal exclamación carece de fundamento alguno. Por su parte, la economía burguesa dominicana, también podría exclamar, del modo siguiente: ¡Mírela ahí señores del marxismo, la energía del capitalismo dominicano es innegable, casi 3 mil millones de pesos en la formación de capital! Respondemos: ¡Señores de la economía burguesa dominicana, están ustedes completamente equivocados; no fue la energía del capitalismo lo que generó tal energía, en verdad debióse a la enorme energía de trabajo del proletariado industrial, al cual le succionaron, los capitalistas extranjeros y nativos, encabezados por el sátrapa Trujillo, millones de pesos, en forma de plusvalía³; la reversión a capital, de esta plusvalía, es lo que genera el capital acumulado que hemos calculado y esto, señores de la economía burguesa dominicana, es verdaderamente innegable!

6.5 Cálculo de la masa de plusvalía extraída al proletariado industrial

Ahora pasamos a cuantificar el valor anual de la extracción de plusvalía al proletariado industrial, en la industria dominicana, en el período 1936-1960: y de paso demostraremos la aseveración hecha arriba.

Explicamos al lector cómo estructuramos algunas variables fundamentales utilizadas en la cuantificación de la masa de plusvalía.

En el cuadro que se presenta abajo aparece la tasa de depreciación de los activos fijos, equivalente a un 10%; naturalmente esta es una hipótesis o supuesto que establecemos, con el fin de viabilizar el cálculo indicado, ya que si nos atenemos a la ley de Sociedades Comerciales, No. 129-12, vigente en la República Dominicana, que estipula las tasas de depreciación a que se deben someter activos como muebles y equipos de oficinas, 25%; maquinarias, 15%; y edificios, 5%, la valorización de la depreciación se haría imposible de acometer. Por consiguiente, el procedimiento utilizado para calcular la depreciación, de los activos fijos, es multiplicar la tasa de depreciación por la inversión de capital, cada año, es decir, $D = IC(10\%)$. Por otra parte, la columna relacionada con los insumos productivos, IP, es el resultado de la adición de los valores de materias primas, combustibles y energía eléctrica y envases (los jornales y sueldos quedan excluidos), de modo que, $IP = MP + C + E$.

En las partes restantes, del cuadro que estamos discutiendo, aparece la variable capital constante (c). Ésta surge de sumar los valores de la depreciación, D, con los insumos productivos, IP, es decir, $c = D + IP$; el capital variable (v), es la erogación que hizo el sector, para contratar empleados y obreros, es el pago de jornales y sueldos. La composición orgánica del capital (k), es el cociente que resulta de dividir el capital constante entre el capital variable, $k = c/v$; la plusvalía (p) es el resultado de restarle, al valor del producto (valor de la venta, V), el capital constante y el capital variable, $p = V - c - v$; la cuota de plusvalía (p'), resulta de dividir la plusvalía entre el capital variable y luego multiplicamos por 100, $p' = (p/v)(100)$; y finalmente la cuota de

³ Véase el epígrafe que sigue.

ganancia (g'), es el cociente que resulta de dividir la plusvalía entre la suma del capital constante y el capital variable y luego multiplicamos por 100, $g' = p/(c+v)(100)$.

Cuadro 348
Movimiento industrial (1936-1960)
(En RD\$)

Año	Inversión de capital (IC)	Tasa de depreciación	Depreciación (D)	Insumos productivos (IP)
1936	62314340	10%	6231434	5804536
1937	62408322	10%	6240832,2	10926536
1938	73436664	10%	7343666,4	12012354
1939	74726642	10%	7472664,2	12939062
1940	75969535	10%	7596953,5	13959274
1941	74920797	10%	7492079,7	15696650
1942	76137317	10%	7613731,7	20526060
1943	77940339	10%	7794033,9	24653710
1944	79435568	10%	7943556,8	30550218
1945	80000000	10%	8000000	34565906
1946	84170444	10%	8417044,4	42421200
1947	91387013	10%	9138701,3	54238374
1948	92912297	10%	9291229,7	55525006
1949	118366928	10%	11836692,8	54273638
1950	119636855	10%	11963685,5	56724644
1951	131796486	10%	13179648,6	71860455
1952	150368052	10%	15036805,2	77602193
1953	161803288	10%	16180328,8	76035638
1954	166567172	10%	16656717,2	85234540
1955	201491411	10%	20149141,1	83730789
1956	204028994	10%	20402899,4	89969616
1957	228423545	10%	22842354,5	98276704
1958	239154605	10%	23915460,5	106315672
1959	266883579	10%	26688357,9	109532181
1960	279988299	10%	27998829,9	113837482

(Continuación)

Año	Combustibles y electricidad	Envases	Jornales y sueldos	Obreros y empleados	Valores ventas
1936	650785	714419	4561184	20301	16279130
1937	794086	992288	6470660	31956	22883957
1938	778338	938107	6459064	34194	23156558
1939	853332	1191363	6570690	35750	25931499
1940	971120	1254875	7143459	38345	28913663
1941	973281	1555499	6100629	36631	27439355
1942	1126540	2158512	7773089	39475	43290934
1943	1486617	1919731	9506712	41690	47089379

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1944	1808245	3236974	16763295	44528	84781214
1945	1611158	3217401	11701530	42003	66761812
1946	1994218	3356293	16821448	48151	90718890
1947	2877825	4360002	21008563	50248	120489008
1948	3210966	4399992	21911949	46940	114264084
1949	3188637	5080743	19449702	45233	107902695
1950	3029882	5013752	18938028	48332	120471745
1951	3140197	6088165	24446741	60942	162286885
1952	4249054	6351291	28784562	61210	161359165
1953	4176541	5335383	29313001	64472	154935281
1954	4617959	5654751	28665979	66229	162516994
1955	5002493	5273394	30481430	71004	165001400
1956	7331988	6422926	35290703	81579	193794897
1957	9905954	6813607	37649706	86811	244549159
1958	9692784	7894318	38263916	85439	219567455
1959	10972008	7902628	39040296	83625	222466660
1960	10894659	8475917	39068480	89591	271644816

Continuación

Año	Capital constante (c)	Capital variable (v)	Composición orgánica del capital (k)	Ventas (V)	Plusvalía (p)
1936	12035970	4561184	2,64	16279130	-318024
1937	17167368,2	6470660	2,65	22883957	-754071,2
1938	19356020,4	6459064	3,00	23156558	-2658526,4
1939	20411726,2	6570690	3,11	25931499	-1050917,2
1940	21556227,5	7143459	3,02	28913663	213976,5
1941	23188729,7	6100629	3,80	27439355	-1850003,7
1942	28139791,7	7773089	3,62	43290934	7378053,3
1943	32447743,9	9506712	3,41	47089379	5134923,1
1944	38493774,8	16763295	2,30	84781214	29524144,2
1945	42565906	11701530	3,64	66761812	12494376
1946	50838244,4	16821448	3,02	90718890	23059197,6
1947	63377075,3	21008563	3,02	120489008	36103369,7
1948	64816235,7	21911949	2,96	114264084	27535899,3
1949	66110330,8	19449702	3,40	107902695	22342662,2
1950	68688329,5	18938028	3,63	120471745	32845387,5
1951	85040103,6	24446741	3,48	162286885	52800040,4
1952	92638998,2	28784562	3,22	161359165	39935604,8
1953	92215966,8	29313001	3,15	154935281	33406313,2
1954	101891257,2	28665979	3,55	162516994	31959757,8
1955	103879930,1	30481430	3,41	165001400	30640039,9
1956	110372515,4	35290703	3,13	193794897	48131678,6

Linares

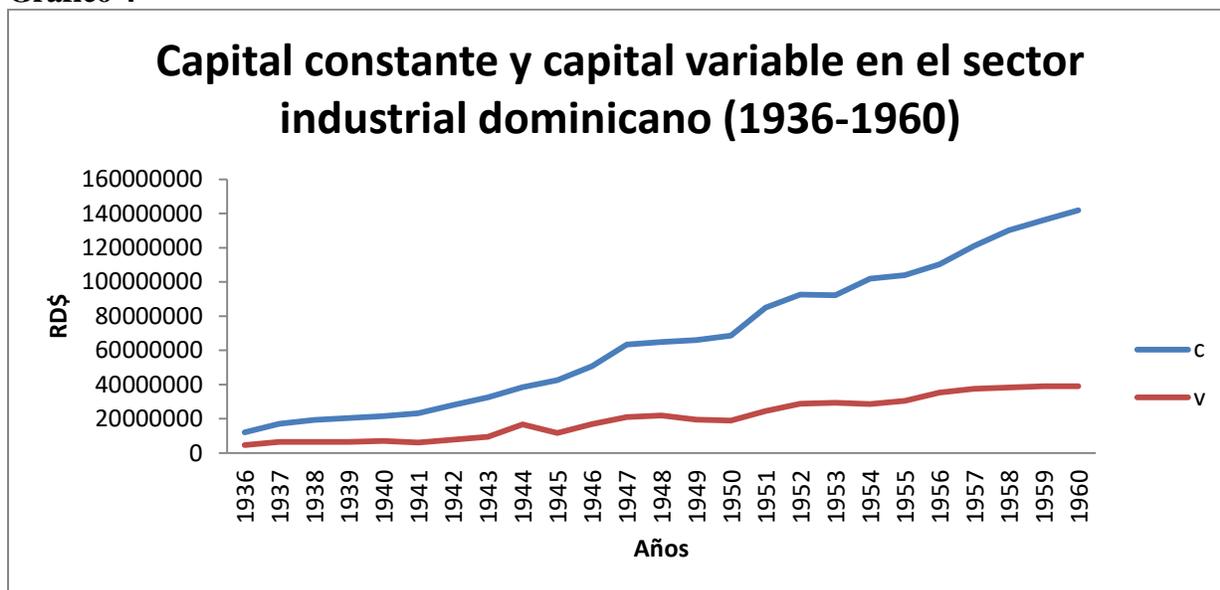
1957	121119058,5	37649706	3,22	244549159	85780394,5
1958	130231132,5	38263916	3,40	219567455	51072406,5
1959	136220538,9	39040296	3,49	222466660	47205825,1
1960	141836311,9	39068480	3,63	271644816	90740024,1

Conclusión

Año	p'	g'
1936	-6,97	-1,92
1937	-11,65	-3,19
1938	-41,16	-10,30
1939	-15,99	-3,89
1940	3,00	0,75
1941	-30,32	-6,32
1942	94,92	20,54
1943	54,01	12,24
1944	176,12	53,43
1945	106,78	23,02
1946	137,08	34,08
1947	171,85	42,78
1948	125,67	31,75
1949	114,87	26,11
1950	173,44	37,48
1951	215,98	48,23
1952	138,74	32,89
1953	113,96	27,49
1954	111,49	24,48
1955	100,52	22,80
1956	136,39	33,04
1957	227,84	54,03
1958	133,47	30,31
1959	120,92	26,93
1960	232,26	50,16

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares en base al Anuario Estadístico de la República Dominicana, 1936-1954, Estadística Industrial de la República Dominicana, 1955-1960, y el libro *Capitalismo y dictadura* de Roberto Cassá.

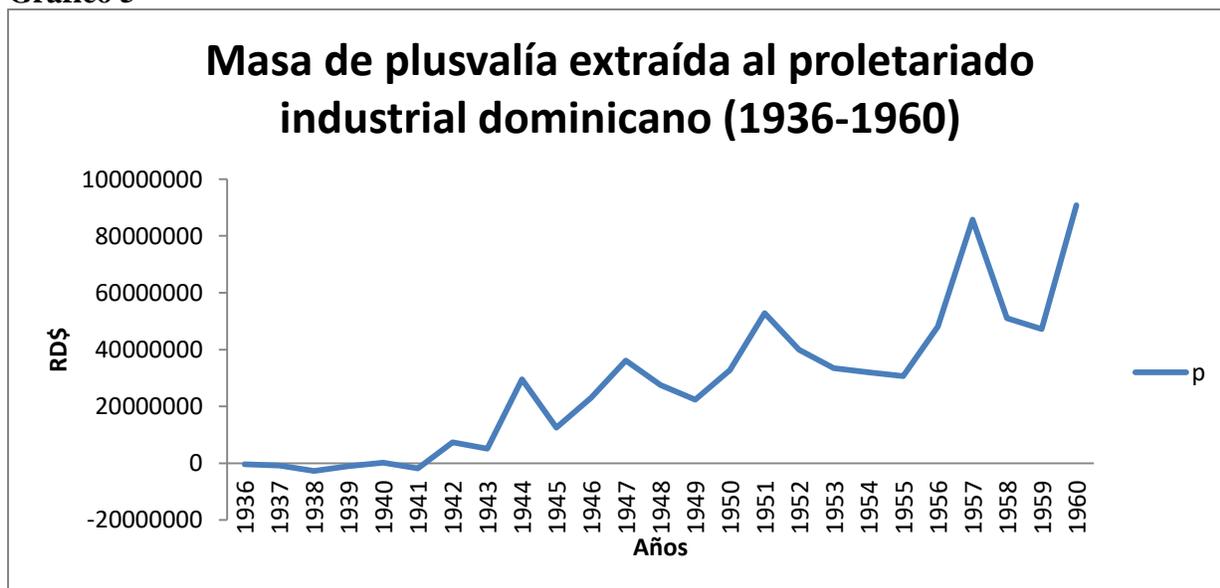
Gráfico 4



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

La masa de plusvalía extraída al proletariado industrial, por los capitalistas nacionales y extranjeros, en el período 1936-1960, fue impresionante: RD\$701,672,531.8 y la tasa de plusvalía mostró una tendencia creciente. El desarrollo del sector descansó en una incesante explotación obrera, lo que desmiente el argumento de la economía burguesa que intenta explicarlo a partir del “espíritu emprendedor empresarial industrial dominicano”.

Gráfico 5



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

6.6 Econometría-matemática de la plusvalía engendrada en el sector industrial⁴

En todo el período 1936-1960 el capitalismo, en el sector industrial, engendró plusvalía, tanto absoluta como relativa, por unos 700 millones de pesos. Esta enorme masa de dinero pudo ser engendrada en un entorno estructural concreto que más adelante analizaremos.

Marx, en *El capital*, le dedica las secciones tercera, cuarta y quinta, del Tomo I, al tema de la plusvalía, que de inmediato resumimos.

El trabajo es un proceso entre la naturaleza y el hombre. Los factores simples que intervienen en el proceso de trabajo son: la actividad adecuada a un fin, o sea, el propio trabajo, su objeto y sus medios. Todas aquellas cosas que el trabajo no hace más que desprender de su contacto directo con la tierra son objetos de trabajo que la naturaleza brinda al hombre. El medio de trabajo es aquel objeto que el obrero interpone entre él y el objeto que trabaja y que le sirve para encauzar su actividad sobre este objeto. El capitalista persigue dos objetivos: en primer lugar, producir un valor de uso que tenga un valor de cambio, producir una mercancía; en segundo lugar, producir una mercancía cuyo valor cubra y rebase la suma de valores de las mercancías invertidas en producción, aspira a un valor mayor, a una plusvalía. Los medios de producción solo transfieren un valor a la nueva forma del producto en la medida en que, durante el proceso de trabajo, pierden valor bajo la forma de su antiguo valor de uso. La parte de capital que se invierte en medios de producción, es decir, materias primas, materias auxiliares e instrumentos de trabajo, no cambia la magnitud de valor en el proceso de producción y adquieren el nombre de capital constante. En cambio, la parte de capital que se invierte en fuerza de trabajo cambia de valor en el proceso de producción. Además de reproducir su propia equivalencia, crea un remanente, la plusvalía. Esta parte del capital se denomina capital variable. La valorización proporcional del capital variable se denomina cuota de plusvalía, cuya fórmula es $(p/v)(100)$, donde p = plusvalía y v = capital variable. La jornada de trabajo se divide en dos: trabajo necesario, en el curso del cual el obrero, genera un producto para la reproducción de su fuerza de trabajo; y trabajo excedente, con el cual produce un valor para el capitalista, es un plustrabajo apropiado por el capitalista. Es una ley que la masa de plusvalía producida es igual a la magnitud del capital variable desembolsado multiplicado por la cuota de plusvalía. Puede ocurrir que en la producción de una determinada de masa de plusvalía, el descenso de un factor quede compensado por el aumento de otro. Si el capital variable disminuye, aumentando al mismo tiempo y en la misma proporción la cuota de plusvalía, la masa de plusvalía permanece invariable. Y por el contrario, la disminución de la cuota de plusvalía deja intangible la masa de plusvalía producida siempre y cuando que aumenten en la misma proporción la magnitud del capital variable o el número de obreros empleados. Una segunda ley es la siguiente: el límite absoluto de la jornada media de trabajo, que es siempre, por naturaleza, inferior a 24 horas, opone un límite absoluto a la posibilidad de compensar la disminución del capital variable aumentando la cuota o el número menor de obreros explotados aumentando el grado de explotación de la fuerza de trabajo. Una tercera ley es que dada la cuota de plusvalía y dado también el valor de la fuerza de trabajo, las masas de plusvalía producida se hallan en razón directa a las magnitudes del capital variable desembolsado. Existen dos tipos de plusvalía:

⁴ Véase a Gujarati, *Econometría*, capítulos 1-8; Purcell, *Cálculo*, capítulo 2; Linares, *Explorando el camino de la economía matemática*, capítulo 3; Chiang, *Métodos fundamentales de economía matemática*, capítulo 7; Haeussler, *Matemáticas para administración y economía*, capítulo 10.

absoluta y relativa. La primera se expresa mediante la prolongación de la jornada de trabajo. La segunda se expresa cuando se reduce el tiempo de trabajo necesario y, por tanto, cuando se reduce el tiempo de trabajo excedente.⁵

6.6.1 Verificación de las leyes marxistas sobre la plusvalía

Pasemos a discutir las tres leyes marxistas, arriba expuestas, sobre la plusvalía.

Primera: “(...) la masa de plusvalía producida es igual a la magnitud del capital variable desembolsado multiplicado por la cuota de plusvalía (...)”⁶ (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

Esa ley marxista, desde el punto de vista matemático, adviene de estas funciones:

$$1) p' = f(p, v)$$

Donde:

p' = cuota de plusvalía

p = masa de plusvalía

v = capital variable

La expresión matemática (1) indica que la cuota de plusvalía, es una función de la masa de plusvalía y del capital variable.

$$2) p' = (p/v)$$

La segunda expresión matemática indica que la cuota de plusvalía es igual al cociente que resulta de dividir la masa de plusvalía entre el capital variable.

Despejando p en la ecuación 2, tenemos:

$$3) p = p' \cdot v$$

La tercera expresión matemática constituye la primera ley marxista sobre la plusvalía. Comprobemos esta ley con los datos estadísticos del sector industrial dominicano, en el período 1936-1960.

Cuadro 349

Comprobación empírica de la ley marxista, No. 1, sobre la masa de plusvalía (1936-1960)

Año	Cuota de plusvalía (p')	Capital variable (v)	Plusvalía $p = (p' \cdot v)/100$
1936	-6,97	4561184	-317914,525
1937	-11,65	6470660	-753831,89

⁵ Véase a Karl Marx, *El capital*, Tomo I, pp. 139-505.

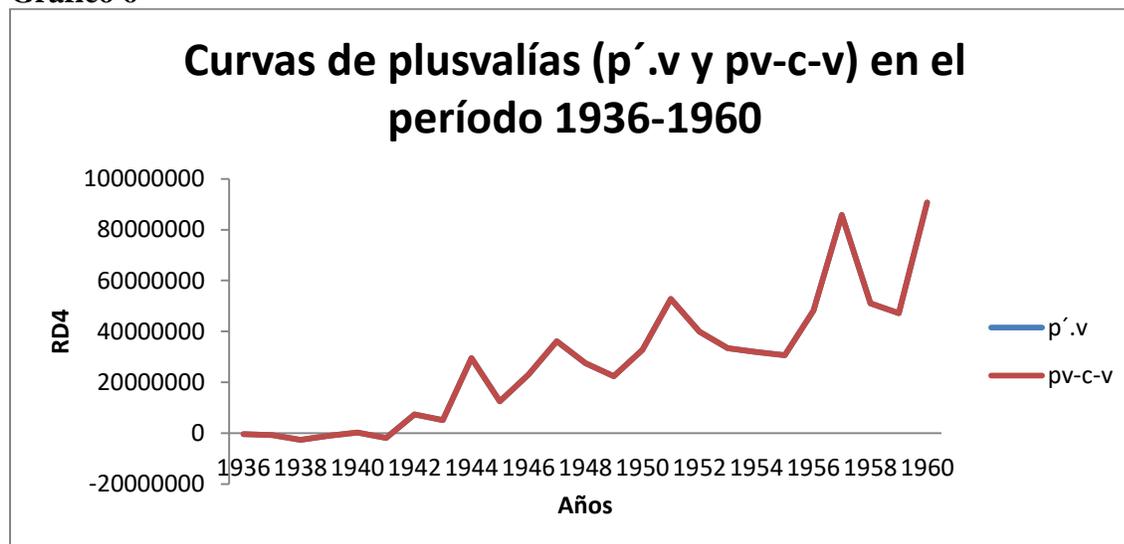
⁶ *Ibíd.*, p. 259.

1938	-41,16	6459064	-2658550,74
1939	-15,99	6570690	-1050653,33
1940	3,00	7143459	214303,77
1941	-30,32	6100629	-1849710,71
1942	94,92	7773089	7378216,079
1943	54,01	9506712	5134575,151
1944	176,12	16763295	29523515,15
1945	106,78	11701530	12494893,73
1946	137,08	16821448	23058840,92
1947	171,85	21008563	36103215,52
1948	125,67	21911949	27536746,31
1949	114,87	19449702	22341872,69
1950	173,44	18938028	32846115,76
1951	215,98	24446741	52800071,21
1952	138,74	28784562	39935701,32
1953	113,96	29313001	33405095,94
1954	111,49	28665979	31959699,99
1955	100,52	30481430	30639933,44
1956	136,39	35290703	48132989,82
1957	227,84	37649706	85781090,15
1958	133,47	38263916	51070848,69
1959	120,92	39040296	47207525,92
1960	232,26	39068480	90740451,65

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Advierta, amigo lector, que la masa de plusvalía calculada en base a ley No,1 de Marx, sobre la plusvalía, arrojó resultados muy similares a la calculada con la vieja fórmula $p = vp - c - v$, es decir, la plusvalía es igual al valor del producto menos la sumatoria del capital constante y el capital variable. Observe el siguiente gráfico, en el que ambas curvas se confunden:

Gráfico 6



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Queda pues comprobada la primera ley marxista señalada.

“Puede, pues, ocurrir –dice Marx- que, en la producción de una masa determinada de plusvalía, el descenso de un factor quede compensado por el aumento de otro. Si el capital variable disminuye, aumentando al mismo tiempo y en la misma proporción la cuota de plusvalía, la masa de plusvalía producida permanece invariable (...)”⁷ (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros). Marx tiene razón en esta aseveración, miren este ejemplo que hemos confeccionado:

Año 1

$$p' = 50\%$$

$$v = \$200$$

$$p = (p' \cdot v) / 100 = 50(200) / 100 = 100$$

Año 2

El capital variable disminuye un 10%; y la cuota de plusvalía aumenta 10%. Estos son los resultados:

$$v = 200 - 200(0.10) = 200 - 20 = 180$$

$$p' = 50(1.10) = 55\%$$

$$p = (p' \cdot v) / 100 = 55(180) / 100 = 100$$

En dicho ejemplo, se ve claro que tanto en el año 1, como en el 2, la masa de plusvalía se mantuvo en el nivel de \$100, debido a que el capital variable disminuyó, pero la cuota de plusvalía aumentó en la misma proporción. También hubiese ocurrido lo mismo, si se reduce la cuota de plusvalía, pero aumenta, en la misma proporción, el capital variable.

De las aseveraciones de Marx, se puede postular una hipótesis distinta. Si el capital variable disminuye, aumentando al mismo tiempo y en una proporción distinta la cuota de plusvalía, la masa de plusvalía producida varía. Asimismo, la disminución de la cuota de plusvalía altera la masa de plusvalía producida, siempre y cuando que aumente en una proporción distinta el capital variable.

6.6.2 Modelo econométrico: plusvalía función del tiempo

Regresemos a la primera ley marxista de la plusvalía y asociemos la plusvalía con la econometría-matemática.

Estimaremos varios modelos. El primero asocia la masa de plusvalía del sector industrial dominicano, con la variable tiempo; se procura estudiar cómo influye el tiempo sobre la masa de plusvalía. El segundo asocia la masa de plusvalía con la cuota de plusvalía y el capital variable; se procura estudiar cómo influyen las dos variables independientes citadas, sobre la variable dependiente (plusvalía). El tercero asocia la masa de plusvalía del sector industrial dominicano,

⁷ *Ibíd.*, p. 260.

variable dependiente, con las ventas de los productos industriales, variable independiente. El cuarto asocia la masa de plusvalía, variable dependiente, con la inversión de capital, variable independiente. El quinto asocia la masa de plusvalía, variable dependiente, con las otras variables independientes arriba citadas.

Iniciemos el estudio econométrico. Ensayemos el primer modelo, con el fin de captar la dinámica tendencial de la masa de plusvalía en el período 1936-1960. Es un modelo sumamente sencillo. Suponemos que $p = f(t)$, es decir, se concibe que la plusvalía es una función de la variable tiempo. De modo que el modelo a estimar sería este: $p = \alpha + \beta t + \mu$, donde:

p = plusvalía

α = intercepto

β = coeficiente de la tangente de la recta

t = variable tiempo

μ = perturbación estocástica

Este modelo será estimado mediante el método de los mínimos cuadrados, partiendo de las informaciones contenidas en el cuadro siguiente:

Cuadro 350
Plusvalía generada en el sector industrial dominicano (1936-1960)

Año	Variable dependiente: plusvalía (p)	Variable independiente: tiempo (t)
1936	-318024	1
1937	-754071,2	2
1938	-2658526,4	3
1939	-1050917,2	4
1940	213976,5	5
1941	-1850003,7	6
1942	7378053,3	7
1943	5134923,1	8
1944	29524144,2	9
1945	12494376	10
1946	23059197,6	11
1947	36103369,7	12
1948	27535899,3	13
1949	22342662,2	14
1950	32845387,5	15
1951	52800040,4	16
1952	39935604,8	17
1953	33406313,2	18
1954	31959757,8	19
1955	30640039,9	20
1956	48131678,6	21
1957	85780394,5	22
1958	51072406,5	23

1959	47205825,1	24
1960	90740024,1	25

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares, en base al Anuario Estadístico de la República Dominicana, 1936-1954, Estadística Industrial de la República Dominicana, 1955-1960 y el libro *Capitalismo y dictadura* de Roberto Cassá.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Ecuación lineal	$p = -1,200E7 + 3,082,338,599t$
Error estándar	ee= (5051123,159) (339775,313)
Valores t	t= (-2,376) (0,26)
Valores p	p= (9,072) (0,000)
Coefficiente de determinación	$r^2 = 0.782$
Coefficiente de correlación de Pearson	r= 0.884
Grados de libertad	g de l= 23
Test de la F de Fisher	$F_{1,23} = 82.296$
Durbin Watson	DW= 1.91

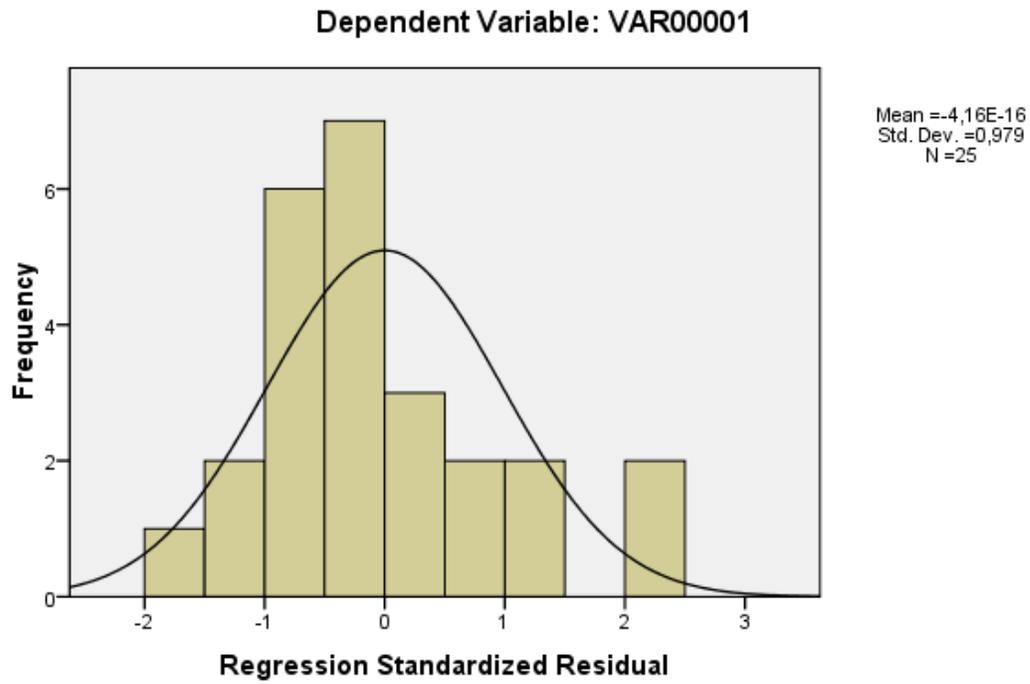
Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 3,082,338.6, mide la pendiente de la recta, indica que dentro de un intervalo muestral de t entre 1 y 25, a medida que t se incrementa en un año, el incremento estimado en la plusvalía es de RD\$3,082,338.6. El coeficiente -12,000,000, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre la plusvalía de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de $r^2 = 0.782$ significa que cerca del 78% de la variación en la plusvalía está explicado por el factor tiempo. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.884 muestra que las dos variables, plusvalía y tiempo, poseen una correlación positiva elevada.

En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 23 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a -2.376 es 9.072 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 0.26 es 0.000. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a -2.376 es 9.072; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es de 90,720 por cada 10,000 casos, que es extremadamente alta; de aquí que podamos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es igual a cero (0); es aceptada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 0.26, es 0.000. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es prácticamente cero (0), de aquí que podamos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

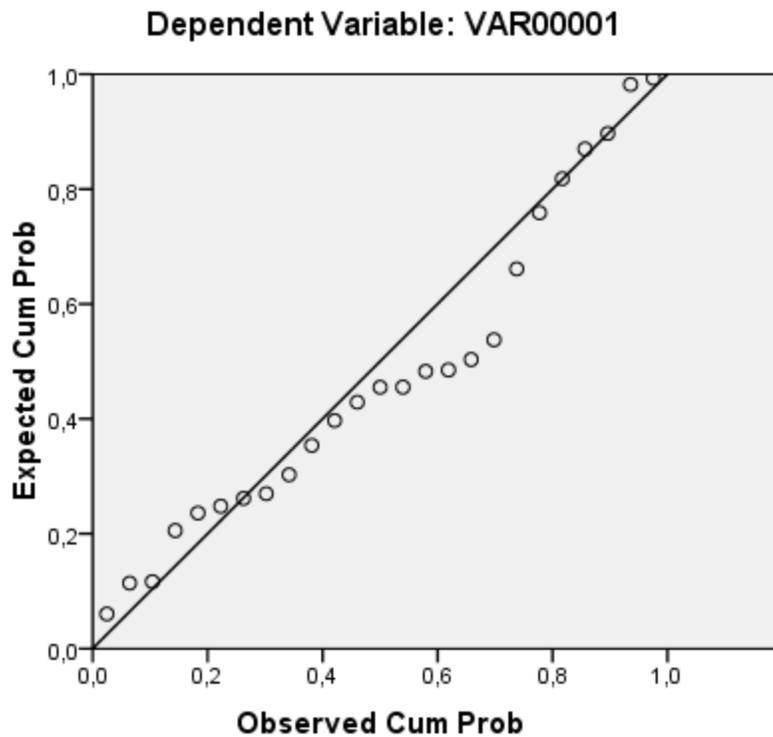
La razón de varianza, F , para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 23 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,23} = 4.28$, obviamente inferior a la obtenida, 82.296, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (1.364) se encuentra en la vecindad de 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre la plusvalía y el factor tiempo, pues el término de perturbación estocástica, μ , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. Igualmente se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta grafica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciese a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores de la plusvalía, tanto efectivos como estimados y los valores de μ , así como su correspondiente gráfica.

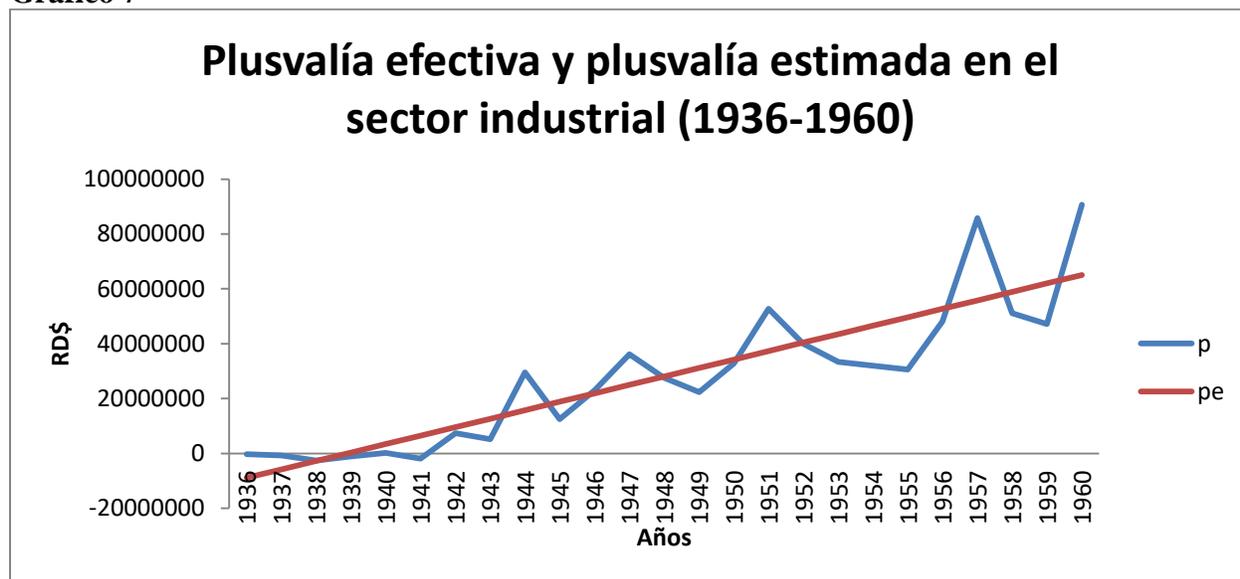
Cuadro 351
Plusvalía efectiva, plusvalía estimada y valores residuales (1936-1960)

Año	Plusvalía efectiva (p)	Plusvalía estimada (pe)	Valores de μ
1936	-318024	-8,9212E6	8,60314E6
1937	-754071,2	-5,8388E6	5,08475E6
1938	-2658526,4	-2,7565E6	97958,31415
1939	-1050917,2	325853,8845	-1,37677E6
1940	213976,5	3,4082E6	-3,19422E6
1941	-1850003,7	6,4905E6	-8,34053E6
1942	7378053,3	9,5729E6	-2,19482E6
1943	5134923,1	1,2655E7	-7,52029E6
1944	29524144,2	1,5738E7	1,37866E7
1945	12494376	1,8820E7	-6,32551E6

1946	23059197,6	2,1902E7	1,15697E6
1947	36103369,7	2,4985E7	1,11188E7
1948	27535899,3	2,8067E7	-5,31002E5
1949	22342662,2	3,1149E7	-8,80658E6
1950	32845387,5	3,4232E7	-1,38619E6
1951	52800040,4	3,7314E7	1,54861E7
1952	39935604,8	4,0396E7	-4,60651E5
1953	33406313,2	4,3479E7	-1,00723E7
1954	31959757,8	4,6561E7	-1,46012E7
1955	30640039,9	4,9643E7	-1,90032E7
1956	48131678,6	5,2726E7	-4,59393E6
1957	85780394,5	5,5808E7	2,99724E7
1958	51072406,5	5,8890E7	-7,81788E6
1959	47205825,1	6,1973E7	-1,47668E7
1960	90740024,1	6,5055E7	2,56851E7

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 7



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, el factor tiempo (variable independiente), durante el período 1936-1960, ejerció influencia en la explicación de los valores asumidos por la plusvalía (variable dependiente), en un 78%. Segunda, la asociación entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, el coeficiente relacionado con la constante, no es significativo, en cambio el de la pendiente de la recta de regresión, sí es significativo; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los

valores residuales o términos estocásticos se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

6.6.2.1 Brechas expansivas y contraccionistas de la plusvalía

Antes de pasar a correr el segundo modelo, es conveniente discutir acerca de las brechas expansionistas y contraccionistas de la plusvalía, en ocasión del primer modelo estimado. En efecto, la recta, sin altibajos, en el gráfico expuesto arriba, representa la plusvalía tendencial, que sería aquella que resulta de un crecimiento anual, de dicha plusvalía, atendiendo exclusivamente a la influencia que ejerce sobre ella el factor tiempo. La otra curva, con altibajos, representa la plusvalía efectiva, la que se verificó en la realidad. En el gráfico se advierte que, en unos años, la efectiva se encuentra por encima de la tendencial, en otros, se encuentra por debajo. En ambos casos se forman brechas. En el primer caso tenemos brechas expansionistas, en el segundo, tenemos brechas contraccionistas de la plusvalía. Véase este cuadro:

Cuadro 352
Brechas expansivas y contraccionistas de la plusvalía y el PIB real (1961-1978)

Año	Plusvalía efectiva (p)	Plusvalía estimada (pe)	Relación p/pe	Brecha
1936	-318024	-8,9212E6	0,04	Expansiva
1937	-754071,2	-5,8388E6	0,13	Expansiva
1938	-2658526,4	-2,7565E6	0,96	Expansiva
1939	-1050917,2	325853,8845	-3,23	Contraccionista
1940	213976,5	3,4082E6	0,06	Contraccionista
1941	-1850003,7	6,4905E6	-0,29	Contraccionista
1942	7378053,3	9,5729E6	0,77	Contraccionista
1943	5134923,1	1,2655E7	0,41	Contraccionista
1944	29524144,2	1,5738E7	1,88	Expansiva
1945	12494376	1,8820E7	0,66	Contraccionista
1946	23059197,6	2,1902E7	1,05	Expansiva
1947	36103369,7	2,4985E7	1,45	Expansiva
1948	27535899,3	2,8067E7	0,98	Contraccionista
1949	22342662,2	3,1149E7	0,72	Contraccionista
1950	32845387,5	3,4232E7	0,96	Contraccionista
1951	52800040,4	3,7314E7	1,42	Expansiva
1952	39935604,8	4,0396E7	0,99	Contraccionista
1953	33406313,2	4,3479E7	0,77	Contraccionista
1954	31959757,8	4,6561E7	0,69	Contraccionista
1955	30640039,9	4,9643E7	0,62	Contraccionista
1956	48131678,6	5,2726E7	0,91	Contraccionista
1957	85780394,5	5,5808E7	1,54	Expansiva
1958	51072406,5	5,8890E7	0,87	Contraccionista
1959	47205825,1	6,1973E7	0,76	Contraccionista
1960	90740024,1	6,5055E7	1,39	Expansiva

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Para una mayor ilustración del lector, con relación al cuadro que se expone arriba, expliquemos la denotación de expansiva o contraccionista de la brecha. La brecha es expansiva bajo las siguientes condiciones, si la relación entre la plusvalía efectiva y la tendencial o potencial, arroja un coeficiente positivo mayor que 1; si ambas plusvalías tienen valores negativos, pero el valor de la efectiva está más cercana a 0 y la relación arroja un coeficiente positivo menor que 1, pero mayor que 0. La brecha es contraccionista, si la relación entre la plusvalía efectiva y la tendencial o potencial, arroja un coeficiente positivo menor que 1; si la plusvalía efectiva tiene un valor negativo y la plusvalía tendencial o potencial tiene un valor positivo, arrojando un coeficiente negativo.

¿Qué es lo que provoca las citadas brechas? Hagamos un análisis inferencial. Las brechas se relacionan con las plusvalías (tendencial y efectiva). La plusvalía, a su vez se relaciona con la cuota de plusvalía (grado de explotación de la fuerza de trabajo) y con el capital variable (sueldos y salarios); igualmente la plusvalía se relaciona con el valor de las ventas y el capital invertido en la generación del producto (capital constante más capital variable); y las ventas dependen de la capacidad de compra de los ciudadanos, particularmente de la mayoría de la población, compuesta por proletarios y campesinos pobres. De modo que la plusvalía tiene factores determinantes que están localizados en su vecindad y otros que se localizan un poco más distantes. La conclusión es obvia. Las brechas expansivas son determinadas por el ascenso del grado de explotación de la fuerza de trabajo (cuota de plusvalía), más allá de los límites que bordean la plusvalía tendencial, bajo el supuesto de constancia de los demás factores influyentes en la generación de la plusvalía, o por el ascenso simultáneo de la cuota de plusvalía y el capital variable o por el aumento del capital variable, bajo el supuesto de constancia de los demás factores influyentes en la plusvalía. Las brechas contraccionistas serían entonces resultado del descenso del grado de explotación de la fuerza de trabajo (cuota de plusvalía), alejándose de los límites que bordean la plusvalía tendencial, bajo el supuesto de constancia de los demás factores influyentes en la generación de la plusvalía, o por el descenso simultáneo de la cuota de plusvalía y el capital variable o por la disminución del capital variable, bajo el supuesto de constancia de los demás factores influyentes en la plusvalía.

Observe usted, amigo lector, la veracidad de lo que arriba hemos afirmado con este cuadro:

Cuadro 353
Cuota de plusvalía, capital variable y brechas (1936-1960)

Año	Cuota de plusvalía	Capital variable	Ventas (V)	Plusvalía (p)	Brecha
1936	-6,97	4561184	16279130	-318024	Expansiva
1937	-11,65	6470660	22883957	-754071,2	Expansiva
1938	-41,16	6459064	23156558	-2658526,4	Expansiva
1939	-15,99	6570690	25931499	-1050917,2	Contraccionista
1940	3,00	7143459	28913663	213976,5	Contraccionista
1941	-30,32	6100629	27439355	-1850003,7	Contraccionista
1942	94,92	7773089	43290934	7378053,3	Contraccionista
1943	54,01	9506712	47089379	5134923,1	Contraccionista
1944	176,12	16763295	84781214	29524144,2	Expansiva
1945	106,78	11701530	66761812	12494376	Contraccionista

Linares

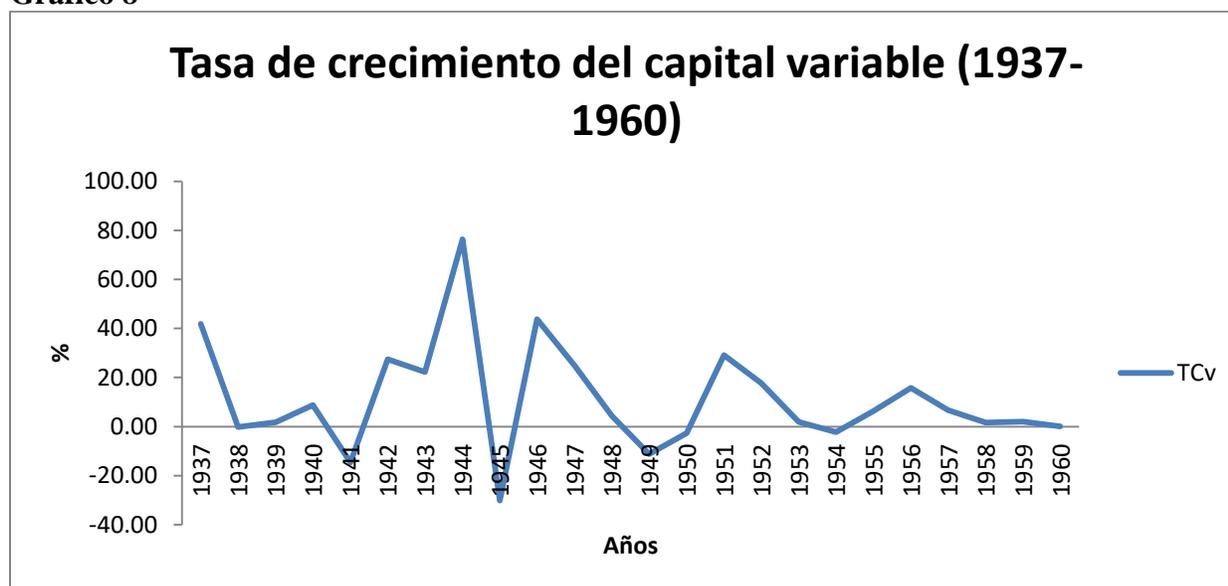
1946	137,08	16821448	90718890	23059197,6	Expansiva
1947	171,85	21008563	120489008	36103369,7	Expansiva
1948	125,67	21911949	114264084	27535899,3	Contraccionista
1949	114,87	19449702	107902695	22342662,2	Contraccionista
1950	173,44	18938028	120471745	32845387,5	Contraccionista
1951	215,98	24446741	162286885	52800040,4	Expansiva
1952	138,74	28784562	161359165	39935604,8	Contraccionista
1953	113,96	29313001	154935281	33406313,2	Contraccionista
1954	111,49	28665979	162516994	31959757,8	Contraccionista
1955	100,52	30481430	165001400	30640039,9	Contraccionista
1956	136,39	35290703	193794897	48131678,6	Contraccionista
1957	227,84	37649706	244549159	85780394,5	Expansiva
1958	133,47	38263916	219567455	51072406,5	Contraccionista
1959	120,92	39040296	222466660	47205825,1	Contraccionista
1960	232,26	39068480	271644816	90740024,1	Expansiva

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

En los primeros tres años, de la serie histórica 1936-1960, las brechas son expansivas, a pesar de que la cuota de plusvalía alcanzó porcentajes negativos. Sin embargo, hay que observar que tanto la plusvalía efectiva como la tendencial o potencial, presentaron valores negativos, pero como los de la efectiva estuvieron más cercanos a 0, provocaron la expansión de las brechas. En estas circunstancias, brechas “expansivas”, son cuestionables. En los demás años, las brechas expansivas o contraccionistas, estuvieron directamente relacionadas con la situación que presentaron la cuota de plusvalía y el capital variable. Así tuvimos brechas contraccionistas en el lapso 1939-1943, motivadas por cuotas negativas de plusvalía y cuotas positivas de plusvalía, pero en ocasiones con problemas de desaceleración. En el lapso 1948-1950 se presentan nuevamente las contraccionistas, ahora alentadas por crecimiento negativo del capital variable. En el lapso 1952-1956 se replican las brechas contraccionistas, impulsadas por una visible desaceleración en el crecimiento de la cuota de plusvalía. En los últimos años de la serie se repite tal desaceleración y un crecimiento muy débil del capital variable, originando las contraccionistas, particularmente en los años 1958 y 1959.

Ahora bien, la fase expansiva del producto agregado, no es sinónimo de la existencia de brechas expansionistas en el comportamiento de la plusvalía, ya que si se verificara esta fase, y trajera consigo un aumento del capital variable, una mayor contratación de obreros, pero si simultáneamente ocurriera, por una razón u otra que la cuota de plusvalía descendiera, en una proporción mayor al aumento del capital variable, entonces, se presentaría una brecha contraccionista de la plusvalía; y la fase depresiva del producto agregado, no es sinónimo de la existencia de brechas contraccionistas en el comportamiento de la plusvalía, ya que si se verificara esta fase, y trajera consigo una reducción del capital variable, una menor contratación de obreros, pero si simultáneamente ocurriera, por una razón u otra que la cuota de plusvalía ascendiera, en una proporción mayor al descenso del capital variable, entonces, se presentaría una brecha expansionista de la plusvalía.

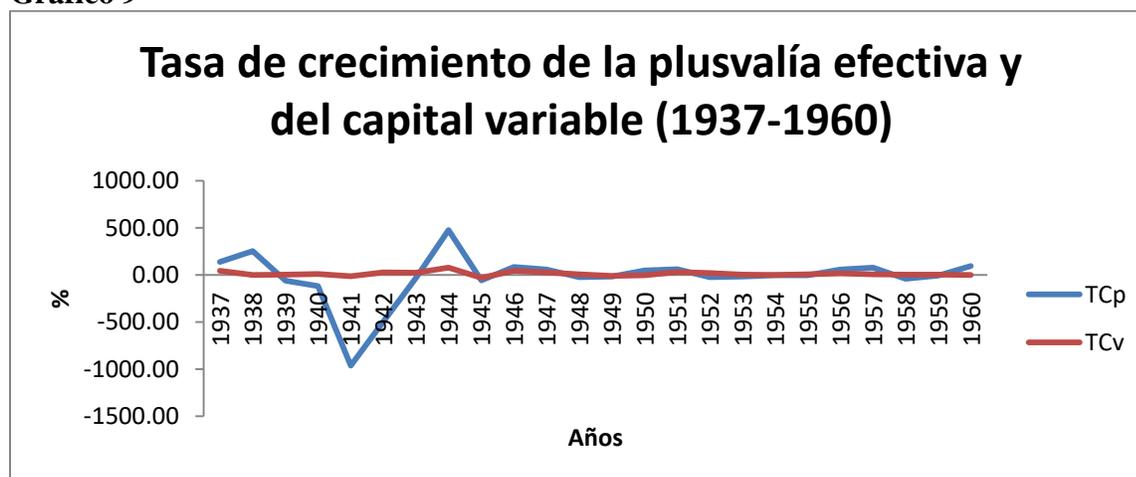
Gráfico 8



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Continuemos la discusión sobre las brechas de la plusvalía. Las ideas expuestas en el párrafo de arriba, representan posibilidades enmarcadas dentro de lo particular, probablemente en situaciones excepcionales, por lo tanto, estamos en el deber de profundizar en la economía política de estas brechas. Las expansivas, en sentido general, reflejan que la economía está viviendo momentos de expansión. La producción de bienes y servicios está creciendo de manera positiva, el empleo de la fuerza de trabajo va en incremento. Hay un aumento del capital variable y, por tanto, una mayor contratación de obreros para la producción, hay un ambiente de pleno empleo en el uso de la mano de obra asalariada. Con ello, si no se produce una reducción de la cuota de plusvalía, entonces, ineluctablemente se verifica un aumento de la masa de plusvalía efectiva, colocándose ésta, por encima de la estimada y se originan las brechas expansionistas de la plusvalía.

Gráfico 9



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

El discurso, postulado arriba, sirve para explicar las brechas expansionistas de la plusvalía, en la economía industrial dominicana, particularmente a partir de la conclusión de la segunda guerra mundial. Pero cuando en la economía se presenta una situación inversa a la descripta, ello da lugar a las brechas contraccionistas de la plusvalía, que emergen con mucha fuerza al final del decenio de los cincuenta, cuando la tasa de crecimiento, del capital variable, se reduce drásticamente. Pareciera que en la explicación de las brechas de la plusvalía, se encuentra en un lugar clave el ciclo económico capitalista. En la fase de auge económico, aparecen las brechas expansivas, en la fase recesiva, las contraccionistas.

6.6.3 Modelo econométrico: plusvalía función de p' , v .

Ensayemos un segundo modelo. Para Marx, la relación que existe entre la masa de plusvalía, por un lado, y la cuota de plusvalía y el capital variable, por otro lado, es lineal. De ahí que nosotros la expresamos así: $p = f(p', v)$. Es por esta razón que estudiaremos esta relación estructurando un modelo econométrico de regresión lineal múltiple. Veamos:

El modelo queda estructurado de este modo: $p = \alpha + \beta p' + \gamma v + \mu$, donde:

p = plusvalía

α = intercepto

β = coeficiente de la tangente de la recta

p' = cuota de plusvalía

γ = coeficiente de la tangente de la recta

v = capital variable

μ = perturbación estocástica

Las informaciones de las cuales partimos para estimar este modelo son las siguientes:

Cuadro 354

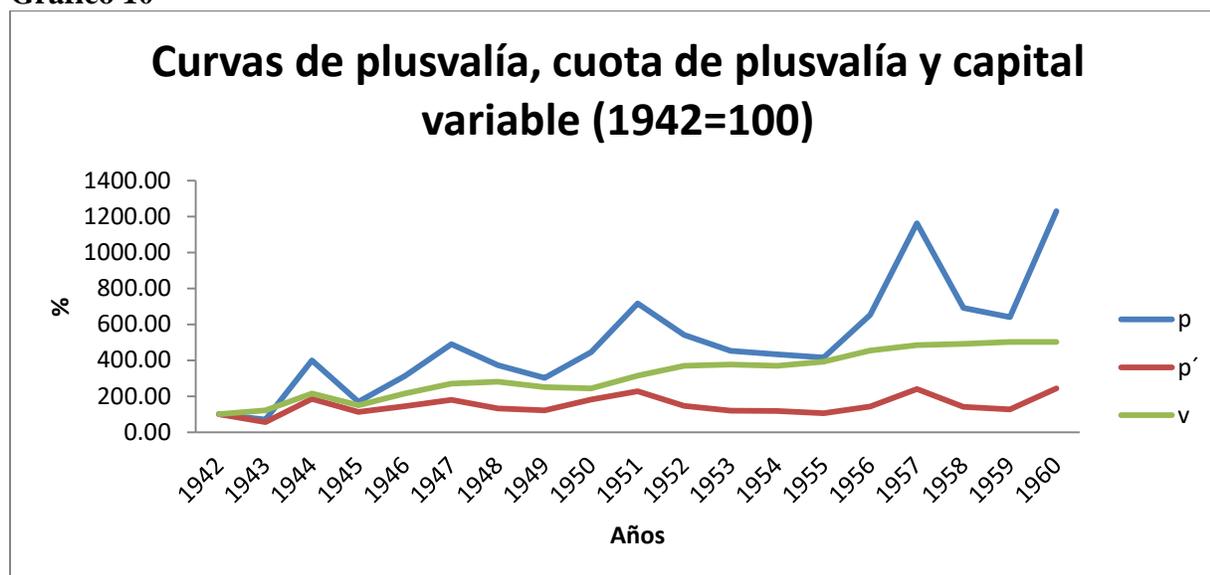
Masa de plusvalía, cuota de plusvalía y capital variable del sector industrial dominicano (1942= 100)

Año	Plusvalía (p)	Cuota de plusvalía (p')	Capital variable (v)
1942	100,00	100,00	100,00
1943	69,60	56,90	122,30
1944	400,16	185,55	215,66
1945	169,35	112,49	150,54
1946	312,54	144,42	216,41
1947	489,33	181,05	270,27
1948	373,21	132,40	281,89
1949	302,83	121,02	250,22
1950	445,18	182,72	243,64
1951	715,64	227,54	314,50
1952	541,28	146,17	370,31
1953	452,78	120,06	377,11
1954	433,17	117,46	368,78
1955	415,29	105,90	392,14
1956	652,36	143,69	454,01

1957	1162,64	240,03	484,36
1958	692,22	140,61	492,26
1959	639,81	127,39	502,25
1960	1229,86	244,69	502,61

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 10



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Ecuación lineal	$p = -450,305 + 3,461p' + 1,368v$
Error estándar	ee = (60.339) (0.392) (0.587)
Valores t	t = (-7,463) (8,819) (9,141)
Valores p	p = (0.000) (0.000) (0.000)
Coefficiente de determinación	$R^2 = 0.947$
Coefficiente de correlación de Pearson	R = 0.973
Grados de libertad	g de l = 16
Test de la F de Fisher	$F_{1,16} = 140.163$
Durbin Watson	DW = 1.788

Bondad del ajuste. El coeficiente 3.461, indica que a medida que p' se incrementa en 1%, manteniendo constantes las demás variables independientes, el incremento estimado en la plusvalía es de 3.461%. El coeficiente 1.368, indica que a medida que v se incrementa en 1%, manteniendo constantes las demás variables independientes, el incremento estimado en la plusvalía es de 1.368%. El coeficiente -450.305, indica el efecto promedio sobre la plusvalía de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de $r^2 = 0.947$ significa que cerca del 94.7% de la variación en la plusvalía está explicado por la cuota de plusvalía y el capital variable. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.973 muestra que la

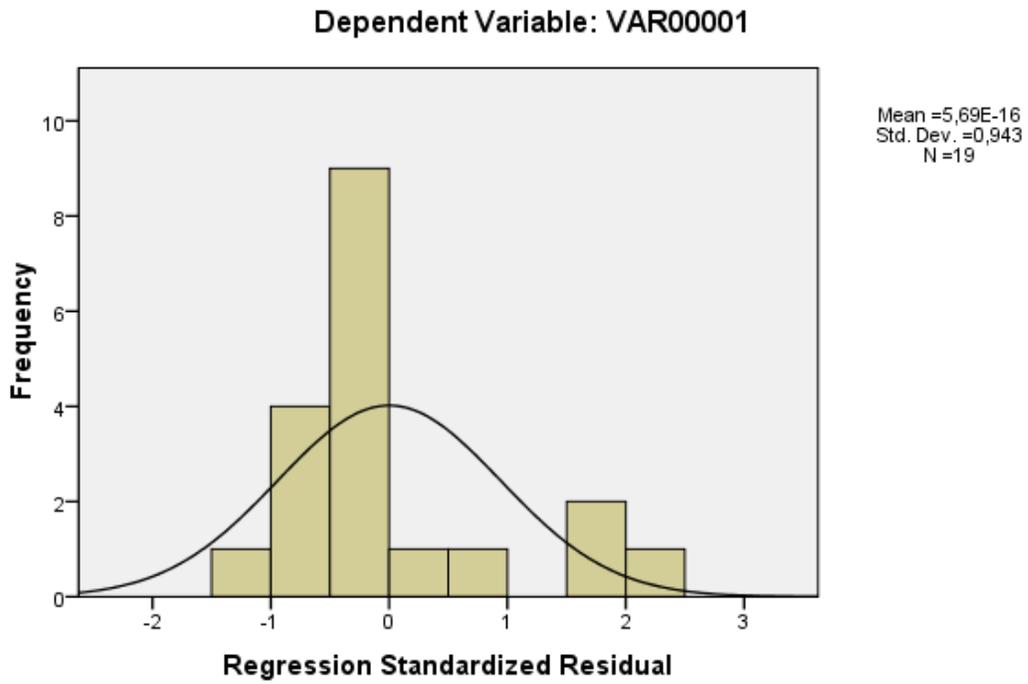
variable dependiente y las variables independientes, poseen una correlación positiva muy elevada.

En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 16 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a -7.463 es 0.000, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 8.819 es 0.000, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 9.141 es 0.000, por tanto, dadas estas bajísimas probabilidades, queda rechazada, en cada caso, la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero.

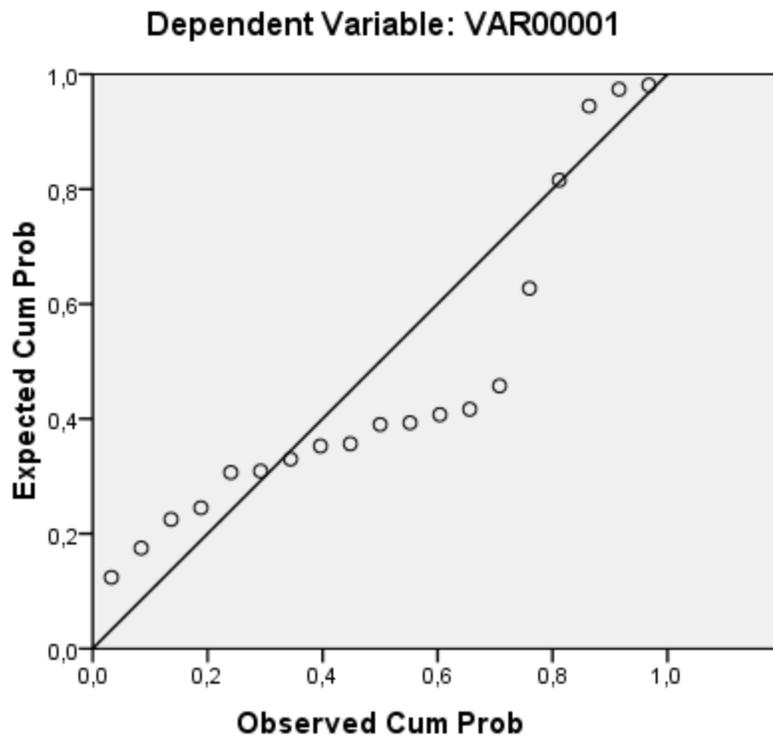
La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 16 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,16} = 4.49$, obviamente inferior a la obtenida, 140.163, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de las variables independientes sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (1.788) se encuentra en la vecindad de 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre la variable dependiente y las variables independientes, pues el término de perturbación estocástica, u, sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. Igualmente se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u, y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciera a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u, están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores de la plusvalía, tanto efectivos como estimados y los valores de μ , así como su correspondiente gráfica.

Cuadro 355

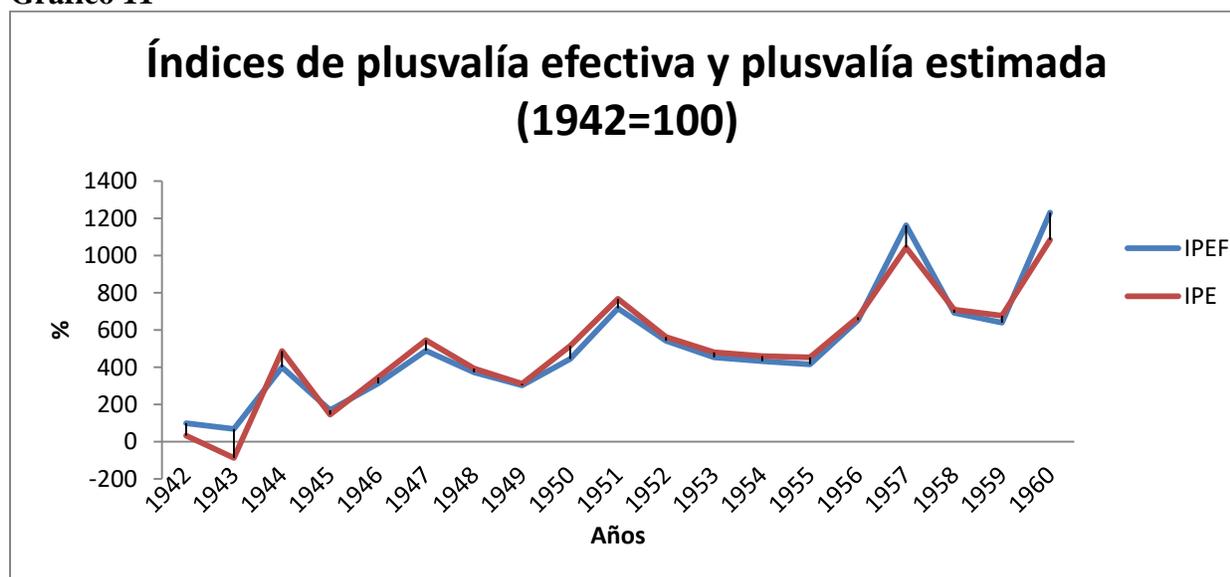
Plusvalía efectiva y plusvalía estimada del sector industrial dominicano (1942= 100)

Año	Índice de Plusvalía efectiva (IPEF)	Índice de plusvalía estimada (IPE)	Valores residuales
1942	100,00	32,59	67,41413
1943	69,60	-86,05	155,65480
1944	400,16	486,90	-86,73737
1945	169,35	144,96	24,38829
1946	312,54	345,59	-33,04784
1947	489,33	546,05	-56,71597
1948	373,21	393,59	-20,37564
1949	302,83	310,87	-8,04043
1950	445,18	515,39	-70,20809
1951	715,64	767,45	-51,80943
1952	541,28	562,22	-20,94130

1953	452,78	481,17	-28,38850
1954	433,17	460,77	-27,60314
1955	415,29	452,73	-37,44113
1956	652,36	668,16	-15,80347
1957	1162,64	1043,09	119,55228
1958	692,22	709,84	-17,62120
1959	639,81	677,76	-37,95073
1960	1229,86	1084,19	145,67474

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 11



Fuente: Elaborado por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal múltiple, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, las variables independientes, cuota de plusvalía y el capital variable, ejercieron influencias en la explicación de los valores asumidos por la plusvalía (variable dependiente), en un 95%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando las independientes avanzaban, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, los coeficientes, de la ecuación de regresión estimada, son significativos, desde el punto de vista estadístico; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

6.6.4 Modelo econométrico: plusvalía función de las ventas

El estudio que hemos hecho de la plusvalía, en el sector industrial dominicano, hasta este momento, no ha incluido directamente variables propias de la circulación del producto, por consiguiente, trataremos de escudriñar su relación con las ventas industriales. Es el tercer modelo econométrico.

Suponemos que $p = f(V)$, es decir, se concibe que la plusvalía es una función de la variable ventas. De modo que el modelo a estimar sería este: $p = \alpha + \beta V + \mu$, donde:

p = plusvalía

α = intercepto

β = coeficiente de la tangente de la recta

V = ventas

μ = perturbación estocástica

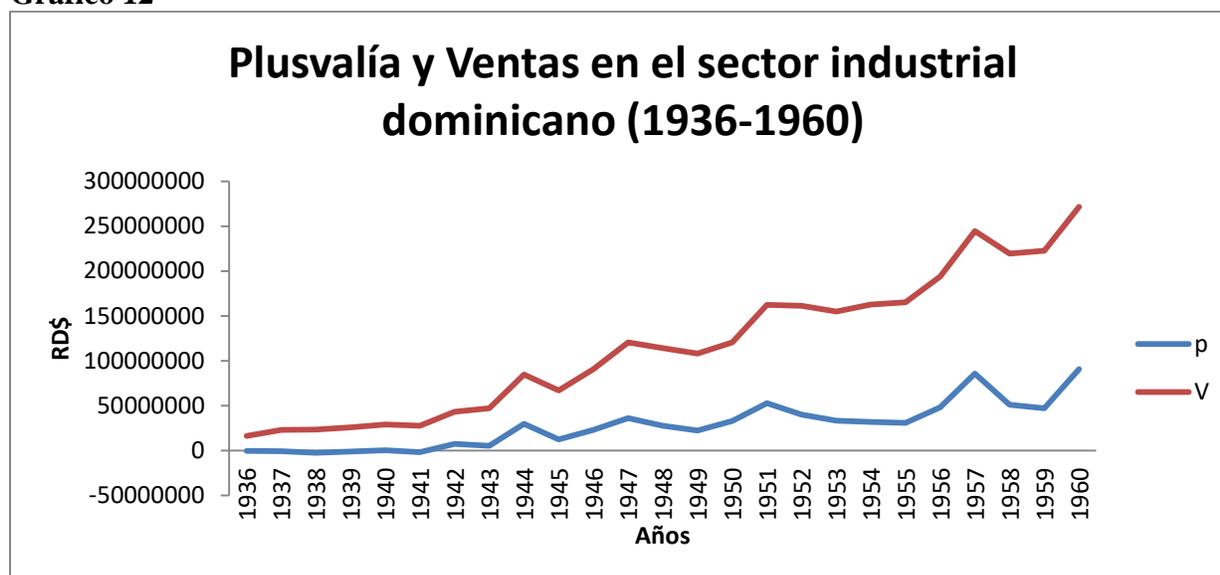
Las informaciones de las cuales partimos para estimar este modelo son las siguientes:

Cuadro 356
Plusvalía y ventas de la industria dominicana (1936-1960)

Año	Plusvalía (p)	Ventas (V)
1936	-318024	16279130
1937	-754071,2	22883957
1938	-2658526,4	23156558
1939	-1050917,2	25931499
1940	213976,5	28913663
1941	-1850003,7	27439355
1942	7378053,3	43290934
1943	5134923,1	47089379
1944	29524144,2	84781214
1945	12494376	66761812
1946	23059197,6	90718890
1947	36103369,7	120489008
1948	27535899,3	114264084
1949	22342662,2	107902695
1950	32845387,5	120471745
1951	52800040,4	162286885
1952	39935604,8	161359165
1953	33406313,2	154935281
1954	31959757,8	162516994
1955	30640039,9	165001400
1956	48131678,6	193794897
1957	85780394,5	244549159
1958	51072406,5	219567455
1959	47205825,1	222466660
1960	90740024,1	271644816

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares, en base al Anuario Estadístico de la República Dominicana, 1936-1954, Estadística Industrial de la República Dominicana, 1955-1960 y el libro *Capitalismo y dictadura* de Roberto Cassá.

Gráfico 12



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Ecuación lineal	$p = -8,505,020.223 + 0.315V$
Error estándar	ee = (2,913,365.036) (0.021)
Valores t	t = (-2,919) (15,005)
Valores p	p = (0.008) (0.000)
Coefficiente de determinación	$r^2 = 0.907$
Coefficiente de correlación de Pearson	r = 0.953
Grados de libertad	g de l = 23
Test de la F de Fisher	$F_{1, 22} = 225.154$
Durbin Watson	DW = 1.882

Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 0.315, mide la pendiente de la recta, indica que a medida que V se incrementa en 1%, el incremento estimado en la plusvalía es de 0.315%. El coeficiente -8,505,020.223, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre la plusvalía de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de $r^2 = 0.907$ significa que cerca del 90.7% de la variación en la plusvalía está explicado por el valor de las ventas. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.953 muestra que las dos variables, plusvalía y ventas, poseen una correlación positiva muy elevada.

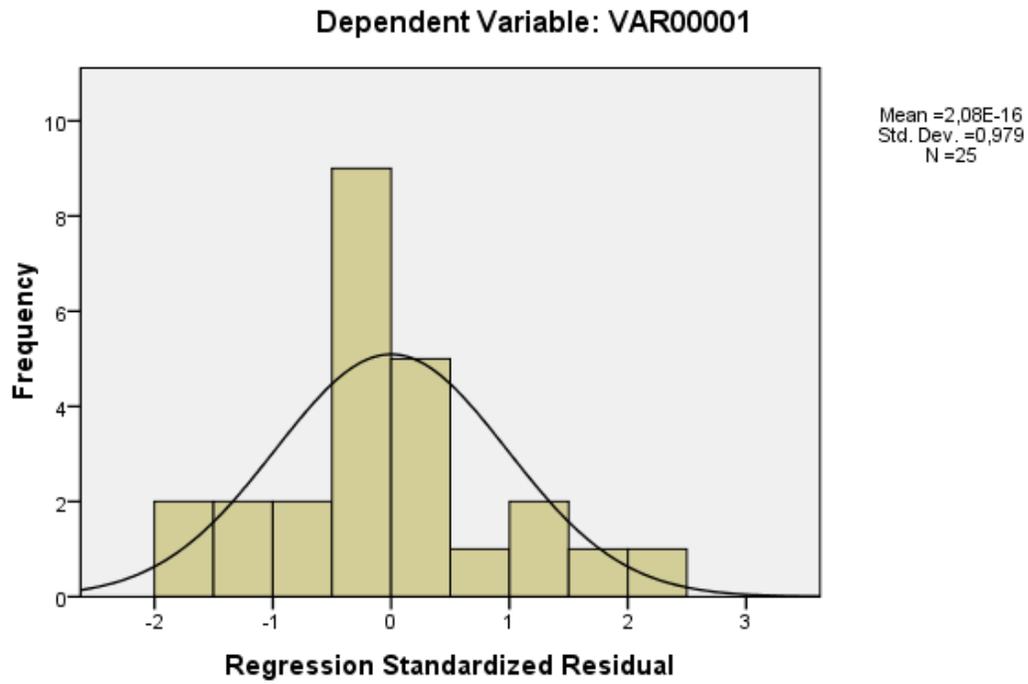
En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 23 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a -2,919 es 0.008 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 0.26 es 0.000. En el primer caso, bajo la

hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a -2.376 es 0.008 ; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es de 80 por cada 10,000 casos, que es extremadamente baja; de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es distinto a cero (0); es rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 15.005 , es 0.000 . Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es prácticamente cero (0), de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

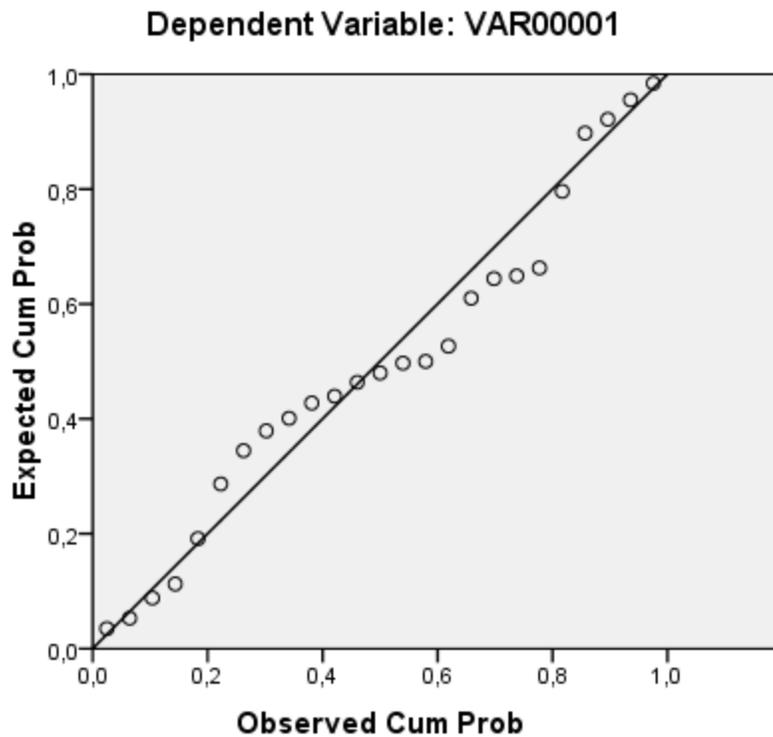
La razón de varianzas, F , para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 23 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1, 23} = 4.28$, obviamente inferior a la obtenida, 225.154 , por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de las variables independientes sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (1.882) se encuentra en la vecindad de 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre la variable dependiente y las variables independientes, pues el término de perturbación estocástica, u , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. Igualmente se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciera a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores de la plusvalía, tanto efectivos como estimados y los valores de μ , así como su correspondiente gráfica.

Cuadro 357

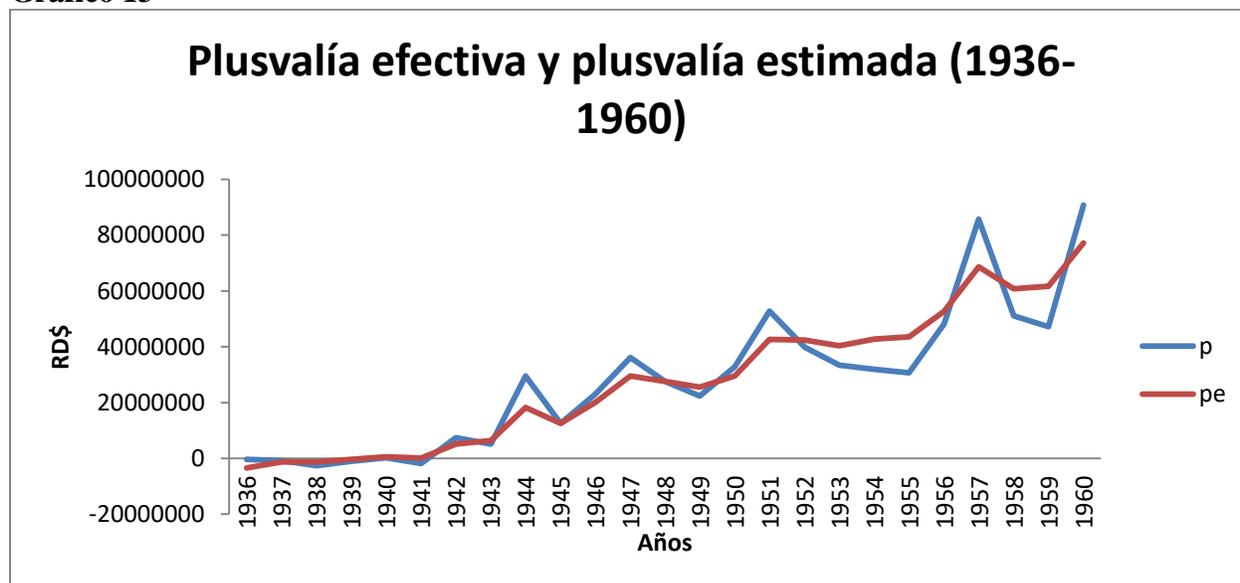
Plusvalía efectiva y plusvalía estimada del sector industrial dominicano (1936-1960)

Año	Plusvalía efectiva	Plusvalía estimada	Valores residuales
1936	-318024	-3,3700E6	3,05193E6
1937	-754071,2	-1,2865E6	5,32463E5
1938	-2658526,4	-1,2005E6	-1,45798E6
1939	-1050917,2	-325221,6490	-7,25696E5
1940	213976,5	615468,3140	-4,01492E5
1941	-1850003,7	150414,5014	-2,00042E6
1942	7378053,3	5,1506E6	2,22744E6
1943	5134923,1	6,3488E6	-1,21387E6
1944	29524144,2	1,8238E7	1,12859E7
1945	12494376	1,2554E7	-59863,58294
1946	23059197,6	2,0111E7	2,94797E6

1947	36103369,7	2,9502E7	6,60149E6
1948	27535899,3	2,7538E7	-2395,65016
1949	22342662,2	2,5532E7	-3,18900E6
1950	32845387,5	2,9496E7	3,34896E6
1951	52800040,4	4,2687E7	1,01135E7
1952	39935604,8	4,2394E7	-2,45830E6
1953	33406313,2	4,0368E7	-6,96125E6
1954	31959757,8	4,2759E7	-1,07994E7
1955	30640039,9	4,3543E7	-1,29028E7
1956	48131678,6	5,2625E7	-4,49371E6
1957	85780394,5	6,8635E7	1,71451E7
1958	51072406,5	6,0755E7	-9,68265E6
1959	47205825,1	6,1670E7	-1,44638E7
1960	90740024,1	7,7182E7	1,35578E7

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 13



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, la variable independiente, ventas, ejerció cierta influencia en la explicación de los valores asumidos por la plusvalía (variable dependiente), en un 90.7%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, los coeficientes, de la ecuación de regresión estimada, son significativos, desde el punto de vista estadístico; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

6.6.5 Modelo econométrico: plusvalía función de la inversión de capital

En esta ocasión ensayaremos un modelo econométrico, el cuarto, que incluye a la plusvalía (variable dependiente) y la inversión de capital (variable independiente). Suponemos que $p=f(IC)$, es decir, se concibe que la plusvalía es una función del capital invertido. De modo que el modelo a estimar sería este: $p=\alpha+\beta IC+\mu$, donde:

p = plusvalía

α = intercepto

β = coeficiente de la tangente de la recta

IC = inversión de capital

μ = perturbación estocástica

Las informaciones de las cuales partimos para estimar este modelo son las siguientes:

Cuadro 358
Plusvalía e inversión de capital en el sector industrial dominicano (1936-1960)

Año	Plusvalía	Inversión de capital
1936	-318024	62314340
1937	-754071,2	62408322
1938	-2658526,4	73436664
1939	-1050917,2	74726642
1940	213976,5	75969535
1941	-1850003,7	74920797
1942	7378053,3	76137317
1943	5134923,1	77940339
1944	29524144,2	79435568
1945	12494376	80000000
1946	23059197,6	84170444
1947	36103369,7	91387013
1948	27535899,3	92912297
1949	22342662,2	118366928
1950	32845387,5	119636855
1951	52800040,4	131796486
1952	39935604,8	150368052
1953	33406313,2	161803288
1954	31959757,8	166567172
1955	30640039,9	201491411
1956	48131678,6	204028994
1957	85780394,5	228423545
1958	51072406,5	239154605
1959	47205825,1	266883579
1960	90740024,1	279988299

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Ecuación lineal	$p = -1,330E7 + 0,316IC$
Error estándar	ee = (6,110,599,019) (0.041)
Valores t	t = (-2,176) (7,612)
Valores p	p = (0.0400) (0.000)
Coefficiente de determinación	$r^2 = 0,716$
Coefficiente de correlación de Pearson	r = 0.846
Grados de libertad	g de l = 23
Test de la F de Fisher	$F_{1,23} = 57.945$
Durbin Watson	DW = 1.506

Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 0.316, mide la pendiente de la recta, indica que a medida que IC se incrementa en 1%, el incremento estimado en la plusvalía es de 0.316%. El coeficiente -1,330E7, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre la plusvalía de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de $r^2 = 0.716$ significa que cerca del 71.6% de la variación en la plusvalía está explicado por el valor del capital invertido. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.846 muestra que las dos variables, plusvalía y capital invertido, poseen una correlación positiva.

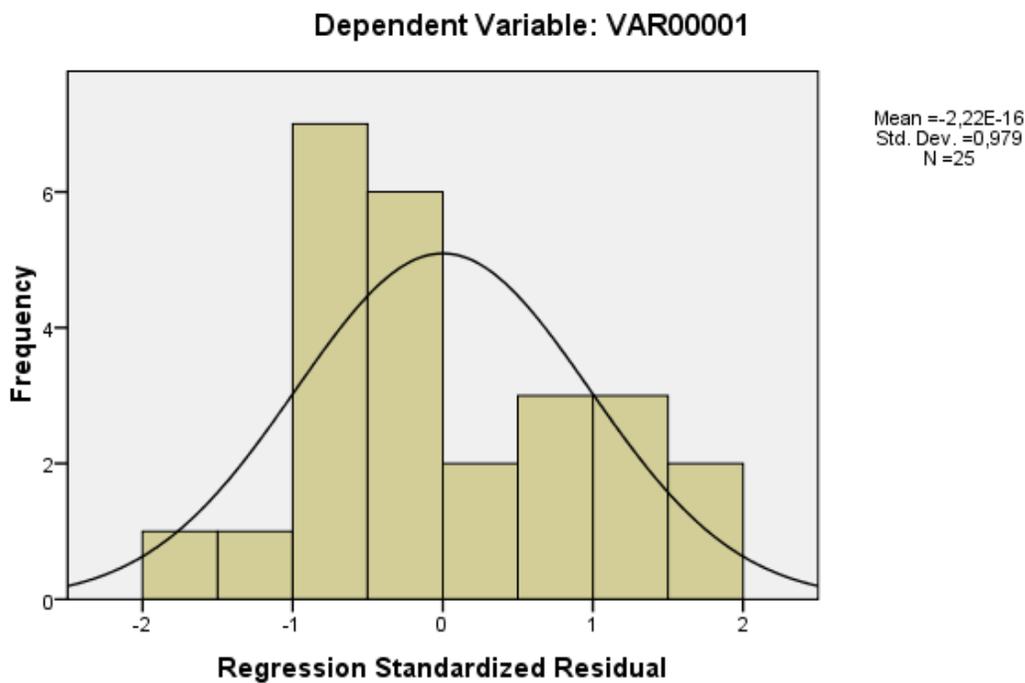
En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 23 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a -2,176 es 0.04 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 7.612 es 0.000. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a -2.176 es 0.04; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es de 400 por cada 10,000 casos, que es relativamente alta, por tanto, tenemos que recurrir a otro procedimiento; así, para un t crítico, equivalente a 2.069, en función de 23 grados de libertad y una probabilidad de 0.05, el t calculado, o sea, -2.176 cae en la zona crítica, de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es distinto a cero (0); es rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 7.612, es 0.000. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es prácticamente cero (0), de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

La razón de varianza, F, para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 23 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,23} = 4.28$, obviamente inferior a la obtenida, 57.945, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de

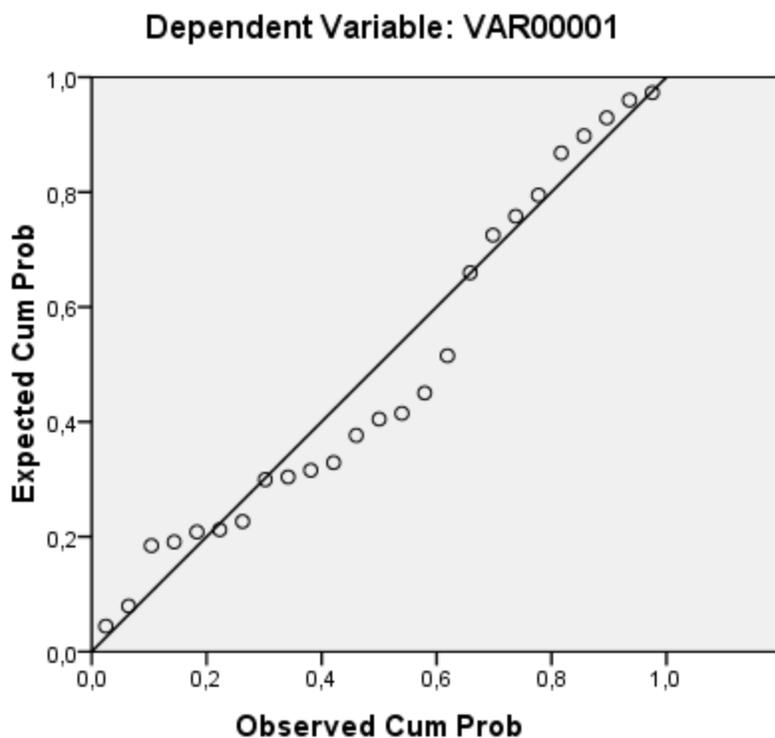
las variables independientes sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (1.5) se encuentra en la vecindad de 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre la variable dependiente y las variables independientes, pues el término de perturbación estocástica, u , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. Igualmente se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciese a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores de la plusvalía, tanto efectivos como estimados y los valores de μ , así como su correspondiente gráfica.

Cuadro 359

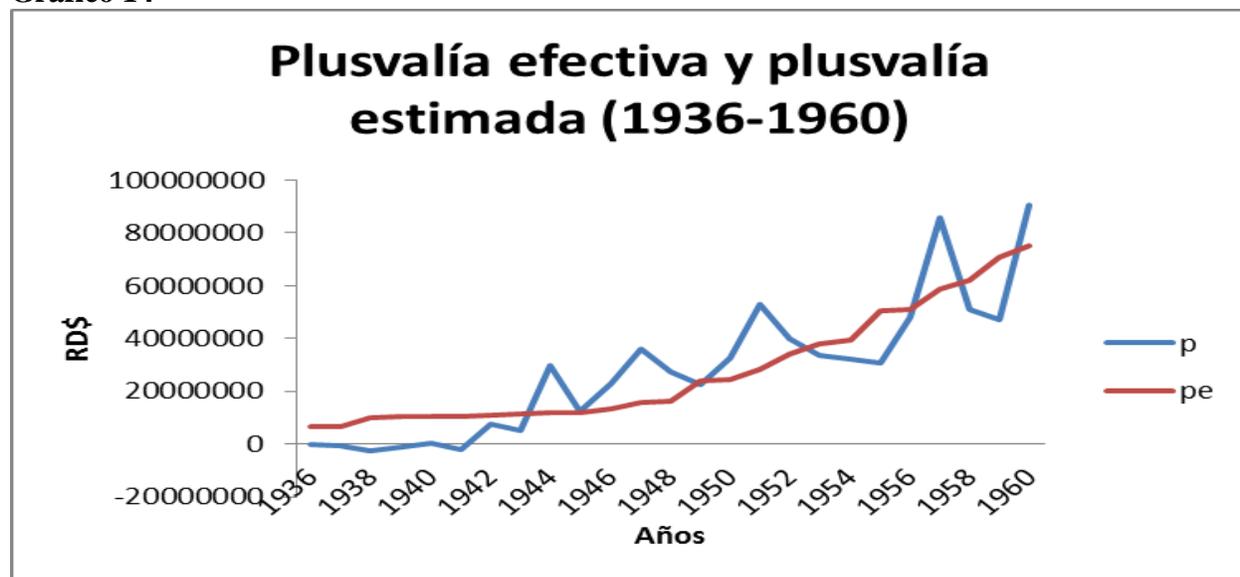
Plusvalía efectiva y plusvalía estimada del sector industrial dominicano (1936-1960)

Año	Plusvalía efectiva	Plusvalía estimada	Valores residuales
1936	-318024,00	6,3826E6	-6,70061E6
1937	-754071,20	6,4123E6	-7,16634E6
1938	-2658526,40	9,8954E6	-1,25540E7
1939	-1050917,20	1,0303E7	-1,13538E7
1940	213976,50	1,0695E7	-1,04814E7
1941	-1850003,70	1,0364E7	-1,22142E7
1942	7378053,30	1,0748E7	-3,37036E6
1943	5134923,10	1,1318E7	-6,18295E6
1944	29524144,20	1,1790E7	1,77340E7
1945	12494376,00	1,1968E7	5,25983E5
1946	23059197,60	1,3286E7	9,77362E6

1947	36103369,70	1,5565E7	2,05385E7
1948	27535899,30	1,6047E7	1,14893E7
1949	22342662,20	2,4086E7	-1,74347E6
1950	32845387,50	2,4487E7	8,35816E6
1951	52800040,40	2,8328E7	2,44723E7
1952	39935604,80	3,4193E7	5,74229E6
1953	33406313,20	3,7805E7	-4,39869E6
1954	31959757,80	3,9310E7	-7,34986E6
1955	30640039,90	5,0340E7	-1,97000E7
1956	48131678,60	5,1141E7	-3,00981E6
1957	85780394,50	5,8846E7	2,69342E7
1958	51072406,50	6,2236E7	-1,11631E7
1959	47205825,10	7,0993E7	-2,37875E7
1960	90740024,10	7,5132E7	1,56077E7

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 14



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, la variable independiente, ejerció cierta influencia en la explicación de los valores asumidos por la plusvalía (variable dependiente), en un 71.6%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, los coeficientes, de la ecuación de regresión estimada, son significativos, desde el punto de vista estadístico; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

6.6.6 Modelo econométrico: plusvalía función de t, p', v, V e IC

Ensayemos un quinto modelo, de regresión múltiple, que ha de asumir la siguiente forma:

El modelo queda estructurado de este modo: $p = \alpha + \bar{O}t + \beta p' + \gamma v + \textcircled{R}V + \text{£}CI + \mu$, donde:

p= plusvalía

α = intercepto

\bar{O} = coeficiente de la tangente de la recta

t= tiempo

β = coeficiente de la tangente de la recta

p'= cuota de plusvalía

γ = coeficiente de la tangente de la recta

v= capital variable

\textcircled{R} = coeficiente de la tangente de la recta

V= ventas

£ = coeficiente de la tangente de la recta

IC= inversión de capital

μ = perturbación estocástica

Las informaciones de las cuales partimos para estimar este modelo son las siguientes:

Cuadro 360
Plusvalía generada en el sector industrial dominicano (1936-1960)

Año	(p)	(t)	(p')	(v)	(V)	IC
1936	-318024	1	-6,97	4561184	16279130	62314340
1937	-754071,2	2	-11,65	6470660	22883957	62408322
1938	-2658526,4	3	-41,16	6459064	23156558	73436664
1939	-1050917,2	4	-15,99	6570690	25931499	74726642
1940	213976,5	5	3,00	7143459	28913663	75969535
1941	-1850003,7	6	-30,32	6100629	27439355	74920797
1942	7378053,3	7	94,92	7773089	43290934	76137317
1943	5134923,1	8	54,01	9506712	47089379	77940339
1944	29524144,2	9	176,12	16763295	84781214	79435568
1945	12494376	10	106,78	11701530	66761812	80000000
1946	23059197,6	11	137,08	16821448	90718890	84170444
1947	36103369,7	12	171,85	21008563	120489008	91387013
1948	27535899,3	13	125,67	21911949	114264084	92912297
1949	22342662,2	14	114,87	19449702	107902695	118366928
1950	32845387,5	15	173,44	18938028	120471745	119636855
1951	52800040,4	16	215,98	24446741	162286885	131796486
1952	39935604,8	17	138,74	28784562	161359165	150368052
1953	33406313,2	18	113,96	29313001	154935281	161803288
1954	31959757,8	19	111,49	28665979	162516994	166567172
1955	30640039,9	20	100,52	30481430	165001400	201491411
1956	48131678,6	21	136,39	35290703	193794897	204028994

1957	85780394,5	22	227,84	37649706	244549159	228423545
1958	51072406,5	23	133,47	38263916	219567455	239154605
1959	47205825,1	24	120,92	39040296	222466660	266883579
1960	90740024,1	25	232,26	39068480	271644816	279988299

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares, en base al Anuario Estadístico de la República Dominicana, 1936-1954, Estadística Industrial de la República Dominicana, 1955-1960 y el libro *Capitalismo y dictadura* de Roberto Cassá.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Modelo	Coficiente	Error estándar	Distribución (t)	Probabilidad
Constante (α)	726778,454	2272278,764	0,320	0,753
Pendiente de la recta (\bar{U})	-2509545,343	401439,326	-6,251	0,000
Pendiente de la recta (β)	68380,930	22697,607	3,013	0,007
Pendiente de la recta (γ)	-1,364	0,366	-3,731	0,001
Pendiente de la recta (\otimes)	0,710	0,083	8,516	0,000
Pendiente de la recta (\pounds)	-0,011	0,045	-0,248	0,807
Coficiente de determinación (r^2)	99.2	-	-	-
Coficiente de correlación	99.6	-	-	-
Grados de libertad	19	-	-	-
F de Fisher	458.911	-	-	-
Durbin Watson	1.693	-	-	-

Bondad del ajuste. El coeficiente 726,778.454, es la constante que marca la intersección de la recta con la ordenada y supone el efecto, sobre la plusvalía, de todas aquellas variables que no fueron explicitadas en el modelo econométrico. Los restantes coeficientes, representan la pendiente de la recta estimada. El valor de $r^2= 0.992$ significa que cerca del 99.2% de la variación en la plusvalía está explicado por las cinco (5) variables independientes que fueron explicitadas en el modelo. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.996 muestra que la variable dependiente y las variables independientes, poseen una correlación positiva muy elevada.

En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en las tres columnas restantes representan, respectivamente, los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; los valores t estimados y calculados bajo la hipótesis nula de que el

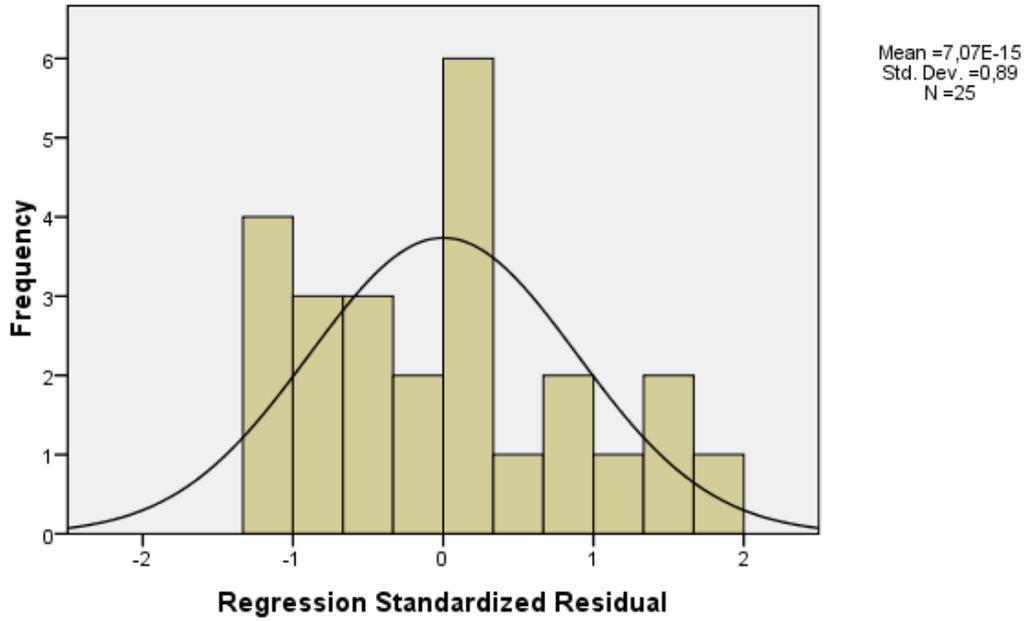
verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y los valores p estimados. Por consiguiente, para 19 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 0,320 es 0.753, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 3.013 es 0.007, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a -3,731 es 0.001, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 8.516 es 0.000, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a -0,248 es 0.807, por tanto, si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I por cada 10,000 casos, es muy baja, para los primeros cuatro (4) t estimados, pero en el último caso es muy alta. De modo que se rechaza la hipótesis nula en los primeros cuatro y se acepta para el último.

La razón de varianzas, F , para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 19 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,19} = 4.38$, obviamente inferior a la obtenida, 458.911, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de las variables independientes sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (1.693) se encuentra en la vecindad de 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

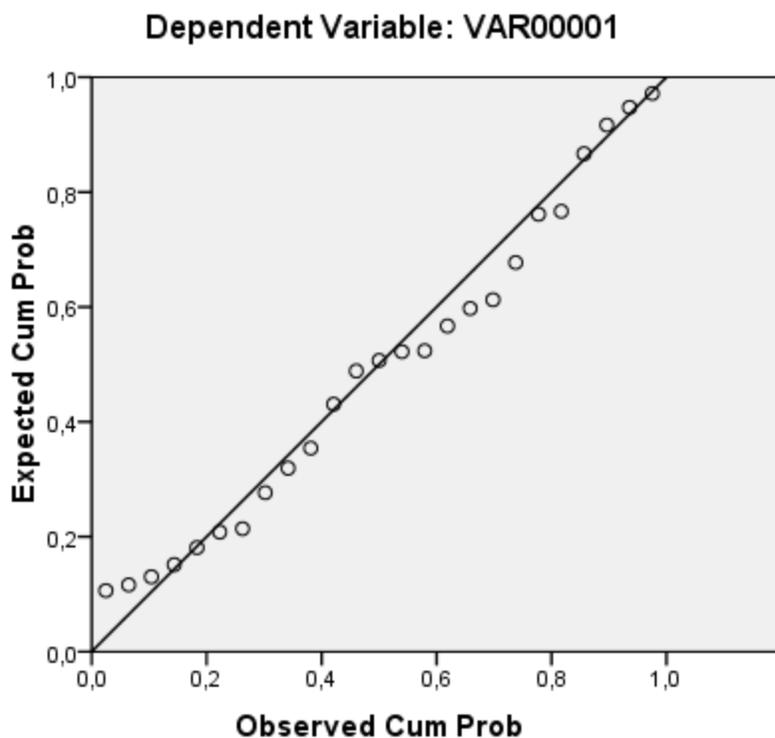
Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre la variable dependiente y las variables independientes, pues el término de perturbación estocástica, u , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. Igualmente se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciese a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram

Dependent Variable: VAR00001



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Cuadro 361

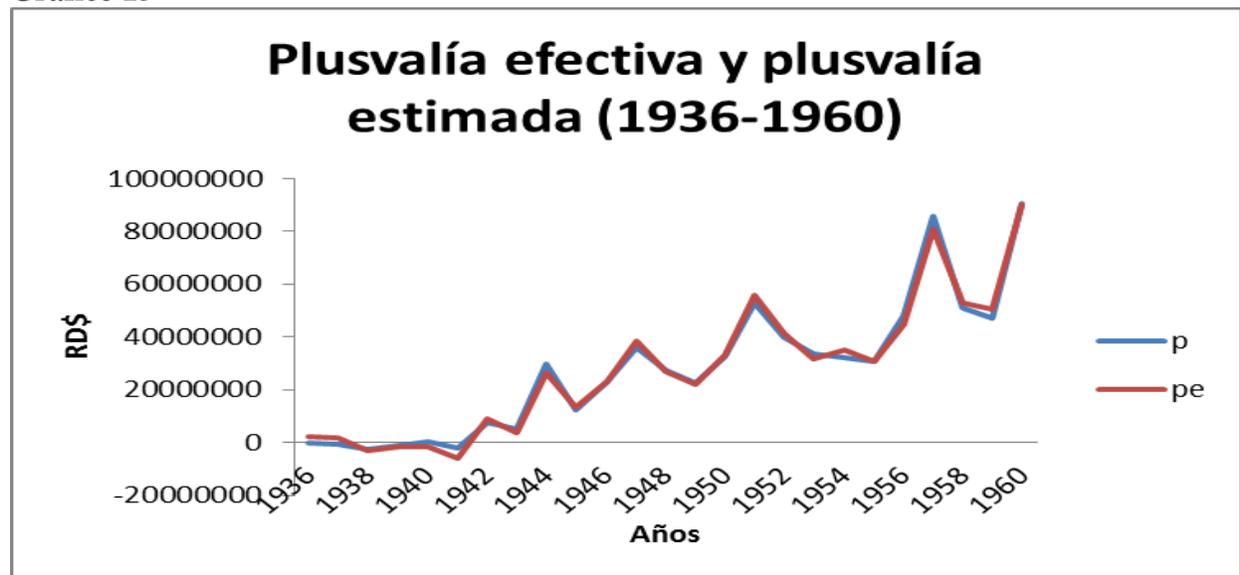
Plusvalía efectiva y plusvalía estimada del sector industrial dominicano (1936-1960)

Año	Plusvalía efectiva	Plusvalía estimada	Valores residuales
1936	-318024,00	2,3744E6	-2,69243E6
1937	-754071,20	1,6288E6	-2,38290E6
1938	-2658526,40	-2,8137E6	1,55204E5
1939	-1050917,20	-1,7986E6	7,47670E5
1940	213976,50	-1,6874E6	1,90140E6
1941	-1850003,70	-6,0879E6	4,23787E6
1942	7378053,30	8,9270E6	-1,54893E6
1943	5134923,10	3,9319E6	1,20307E6
1944	29524144,20	2,6620E7	2,90422E6
1945	12494376,00	1,3473E7	-9,78172E5
1946	23059197,60	2,3015E7	44618,22416
1947	36103369,70	3,8228E7	-2,12459E6
1948	27535899,30	2,6891E7	6,44930E5

1949	22342662,20	2,2197E7	1,45178E5
1950	32845387,50	3,3301E7	-4,56048E5
1951	52800040,40	5,5740E7	-2,94015E6
1952	39935604,80	4,1163E7	-1,22760E6
1953	33406313,20	3,1548E7	1,85839E6
1954	31959757,80	3,5082E7	-3,12204E6
1955	30640039,90	3,0716E7	-75470,51215
1956	48131678,60	4,4515E7	3,61692E6
1957	85780394,50	8,0804E7	4,97654E6
1958	51072406,50	5,3144E7	-2,07133E6
1959	47205825,10	5,0463E7	-3,25675E6
1960	90740024,10	9,0300E7	4,40412E5

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 15



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal múltiple, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, las variables independientes, ejercieron influencias en la explicación de los valores asumidos por la plusvalía (variable dependiente), en un 99.2%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando las independientes avanzaban, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, los coeficientes, de la ecuación de regresión estimada, son significativos (casi todos), desde el punto de vista estadístico; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

6.6.7 Diferenciación y análisis de las funciones estimadas

Corrimos cinco (5) modelos econométricos, de los cuales surgieron las cinco (5) funciones que de inmediato son listadas:

$$p = -1,2 + 3,082,338.599t$$

$$p = -450,305 + 3,461p' + 1,368v$$

$$p = -8,505,020.223 + 0.315V$$

$$p = -1,330E7 + 0.316IC$$

$$p = 726,778.454 - 2509545,343t + 68,380.930p' - 1,364v + 0,710V - 0,011IC$$

Procedamos a diferenciarlas:

Primera:

$dp/dt = 0 + (1)3082338t^{1-1} = 3082338t^0 = 3,082,338(1) = 3,082,338$. Este resultado representa, en el plano geométrico, el coeficiente de la pendiente de la recta de regresión. De modo que cuando pasa cada año, la plusvalía tiende a incrementarse en 3,082,338.

Segunda:

$\partial p / \partial p' = 0 + (1)3.461p'^{1-1} + 0 = +(1)3.461p'^0 = 3.461(1) = 3.461$. Este resultado indica que cuando p' se incrementa en 1%, permaneciendo constante el capital variable, la plusvalía se incrementa en 3.461%. Sugiere, este resultado, una alta sensibilidad de cambio de la masa de plusvalía, ante las variaciones de la cuota de plusvalía.

$\partial p / \partial v = 0 + 0 + (1)1.368v^{1-1} = +(1)1.368v^0 = 1.368(1) = 1.368$. Este resultado indica que cuando v se incrementa en 1%, permaneciendo constante la cuota de plusvalía, la plusvalía se incrementa en 1.368%. De aquí se puede extraer una conclusión similar a la planteada en el caso de la cuota de plusvalía.

Tercera:

$dp/dV = 0 + (1)0.315V^{1-1} = 0.315V^0 = 0.315(1) = 0.315$. Este resultado representa, en el plano geométrico, el coeficiente de la pendiente de la recta de regresión e indica que cuando V aumenta un 1%, la masa de plusvalía apenas aumenta 0.315%, por tanto, poseen una relación inelástica.

Cuarta:

$dp/dCI = 0 + (1)0.316CI^{-1} = 0.316CI^0 = 0.316(1) = 0.316$. Este resultado representa, en el plano geométrico, el coeficiente de la pendiente de la recta de regresión. En este caso se extrae la misma conclusión planteada en la tercera función derivada.

Quinta:

$\partial p/\partial t = 0 - (1)2,509,545.343t^{-1} = -(1) 2,509,545.343t^0 = -2,509,545.343(1) = -2,509,545.343$. Este resultado indica que cuando pasa un año, la plusvalía disminuye 2,509,545.343, permaneciendo constante las demás variables independientes.

$\partial p/\partial p' = (1)68,380.930p'^{-1} = +(1) = (1)68,380.930p'^0 = '68,380.930(1) = 68,380.930$. Este resultado indica que cuando p' se incrementa en 1%, permaneciendo constante las demás variables independientes, la plusvalía se incrementa en 68,380.93%.

$\partial p/\partial v = -(1)1.364v^{-1} = -(1)1.364v^0 = -1.364(1) = -1.364$. Este resultado indica que cuando v se incrementa en 1%, permaneciendo constante las demás variables independientes, la plusvalía disminuye 1.364%.

$\partial p/\partial V = (1)0.71V^{-1} = (1)0.71V^0 = 0.71(1) = 0.71$. Este resultado indica que cuando V se incrementa en 1%, permaneciendo constante las demás variables independientes, la plusvalía aumenta 0.71%.

$\partial p/\partial CI = -(1)0.011CI^{-1} = -(1)0.011CI^0 = -0.011(1) = -0.011$. Este resultado indica que cuando CI se incrementa en 1%, permaneciendo constante las demás variables independientes, la plusvalía disminuye 0.011%.

En la quinta función, las funciones derivadas obtenidas, mediante la técnica de la diferenciación parcial, alcanzaron valores y signos, en diversos casos, contradictorios con la teoría económica. De modo que a pesar de que los coeficientes estimados, en el plano econométrico, resultaron estadísticamente significativos, desde la perspectiva de la lógica económica caen en lo absurdo.

6.7 La economía burguesa dominicana ante la econometría-matemática de la inversión-plusvalía

Más arriba calculamos la inversión neta, en la industria manufacturera; la función de la inversión neta, mediante un modelo de regresión lineal, en función del factor tiempo; la trayectoria temporal de la inversión neta, con el uso de la integral indefinida; y la formación de capital en el período 1936-1960, con el uso de la integral definida. Respecto a la plusvalía, ésta fue calculada con la fórmula $p = V - C$, donde V es el valor de la venta, C es el capital invertido en insumos productivos y mano de obra; hicimos uso de modelos econométricos para trabajar la plusvalía, pusimos al descubierto las brechas de la plusvalía y a partir de las funciones de la plusvalía estimadas, las sometimos a diferenciación, particularmente a la diferenciación parcial. En fin, la econometría, el cálculo diferencial y el cálculo integral han estado presentes.

El cálculo econométrico de las brechas de la plusvalía y una explicación tentativa de su génesis, el tratamiento econométrico de la inversión neta industrial y de la plusvalía y la consiguiente aplicación del cálculo diferencial e integral, constituyen aportes dominicanos a la economía marxista en su labor titánica de develar aún más el carácter explotador y transitorio del capitalismo dominicano.

La economía burguesa dominicana, asumirá dos posiciones diferentes frente a los cálculos realizados. Una, relacionada con la vieja ola, cuyos integrantes tienen mucha experiencia en el ejercicio burocrático de la profesión, pero con una formación econométrico-matemática débil; por tanto, hará mutis. Dos, la nueva ola alojada en el neoclasicismo y el neoliberalismo, cuyos integrantes sí tienen sólida formación econométrico-matemática, probablemente exclame: allí hay resultados contradictorios y absurdos; se verificaron signos (positivos o negativos) incongruentes con la teoría económica, ¡bla, bla...! Todo ello con el fin de desmeritar el aporte de esta investigación. Si la nueva ola actúa de dicho modo, defenderemos el derecho que tiene la economía marxista dominicana al uso del instrumental econométrico-matemático.

6.8 Cálculo de la cuota de ganancia media en el sector industrial dominicano

Al estudiar la cuota de ganancia capitalista, Marx le otorgó mucha importancia a la cuota de ganancia media.

Una economía capitalista cuenta con miles de establecimientos industriales; cada uno de los cuales, engendra su propia cuota de ganancia y si el asunto es estudiado a lo largo de una serie histórica, como lo estamos haciendo en esta investigación, el asunto se complica aún más. Por tal motivo, hay que tratar de calcular una cuota promedio que represente a las diferentes cuotas de ganancia engendradas por los más variados establecimientos y ramas industriales.

Las indicaciones precisas de cómo se estudia, tal problemática, las encontramos en el capítulo IX, del tomo III, de *El Capital*, que lleva por título precisamente lo que estamos investigando: “*Cómo se forma una cuota general de ganancia (cuota de ganancia media) y cómo los valores de las mercancías se convierten en precios de producción*”.⁸ (Comillas y cursiva son nuestras).

La composición orgánica del capital depende en cualquier momento dado de dos factores, dice Marx: en primer lugar, de la proporción técnica entre la fuerza de trabajo empleada y la masa de medios de producción invertidos; en segundo lugar, del precio de estos medios de producción. La magnitud del valor real de su producto dependerá de la magnitud de la parte fija del capital constante y de la cantidad que entre y que no entre en el producto en concepto de desgaste. En la realidad tendremos cuotas distintas de ganancia correspondientes a diversas esferas de producción, con arreglo a la distinta composición orgánica de los capitales. Se obtiene la suma total de los capitales en las diferentes esferas, la suma total de la plusvalía producida por tales capitales y el valor total de las mercancías producidas por ellos. Igualmente se calcula la composición media del capital, expresándola en constante y variable, la plusvalía media y por tanto la cuota media de ganancia.⁹

⁸ Véase *El Capital* de Marx, Tomo III, pp. 161-177.

⁹ *Ibíd.*, pp. 161-162.

Para tal fin hemos preparado el cuadro, presentado abajo, que contiene las variables siguientes: capital constante (c), capital variable (v), composición orgánica del capital (k), cuota de plusvalía (p'), plusvalía (p), valor de las mercancías (V) y cuota de ganancia (g').

En dicho cuadro, al usar la cuota de plusvalía, infringimos la orientación de Marx, pues la dejamos libre, hemos permitido que varíe en el período 1936-1960.

Cuadro 362
Distintas cuotas de ganancia y distintas composición orgánica de capitales (1936-1960)

Año	Capital constante (c)	Capital variable (v)	Composición orgánica del capital (k)	Cuota de plusvalía (p')
1936	12035970	4561184	2,64	-6,97
1937	17167368,2	6470660	2,65	-11,65
1938	19356020,4	6459064	3,00	-41,16
1939	20411726,2	6570690	3,11	-15,99
1940	21556227,5	7143459	3,02	3,00
1941	23188729,7	6100629	3,80	-30,32
1942	28139791,7	7773089	3,62	94,92
1943	32447743,9	9506712	3,41	54,01
1944	38493774,8	16763295	2,30	176,12
1945	42565906	11701530	3,64	106,78
1946	50838244,4	16821448	3,02	137,08
1947	63377075,3	21008563	3,02	171,85
1948	64816235,7	21911949	2,96	125,67
1949	66110330,8	19449702	3,40	114,87
1950	68688329,5	18938028	3,63	173,44
1951	85040103,6	24446741	3,48	215,98
1952	92638998,2	28784562	3,22	138,74
1953	92215966,8	29313001	3,15	113,96
1954	101891257,2	28665979	3,55	111,49
1955	103879930,1	30481430	3,41	100,52
1956	110372515,4	35290703	3,13	136,39
1957	121119058,5	37649706	3,22	227,84
1958	130231132,5	38263916	3,40	133,47
1959	136220538,9	39040296	3,49	120,92
1960	141836311,9	39068480	3,63	232,26

Conclusión

Año	Plusvalía (p)	Valor de las mercancías (V)	Cuota de ganancia (g')
1936	-318024	16279130	-1,92
1937	-754071,2	22883957	-3,19
1938	-2658526,4	23156558	-10,30
1939	-1050917,2	25931499	-3,89

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1940	213976,5	28913663	0,75
1941	-1850003,7	27439355	-6,32
1942	7378053,3	43290934	20,54
1943	5134923,1	47089379	12,24
1944	29524144,2	84781214	53,43
1945	12494376	66761812	23,02
1946	23059197,6	90718890	34,08
1947	36103369,7	120489008	42,78
1948	27535899,3	114264084	31,75
1949	22342662,2	107902695	26,11
1950	32845387,5	120471745	37,48
1951	52800040,4	162286885	48,23
1952	39935604,8	161359165	32,89
1953	33406313,2	154935281	27,49
1954	31959757,8	162516994	24,48
1955	30640039,9	165001400	22,80
1956	48131678,6	193794897	33,04
1957	85780394,5	244549159	54,03
1958	51072406,5	219567455	30,31
1959	47205825,1	222466660	26,93
1960	90740024,1	271644816	50,16

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares. Anuario Estadístico de la República Dominicana, 1936-1954 y Estadística Industrial de la República Dominicana, 1955-1960. *Capitalismo y dictadura* de Roberto Cassá.

Iniciemos los cálculos. Primero, obtenemos el total de los capitales invertidos (capital constante + capital variable), en el lapso 1936-1960, el cual equivale a RD\$2,196,824,103; segundo, obtenemos el total de la plusvalía producida por tales capitales, equivalente a RD\$701,672,531.8; tercero, obtenemos el valor total de las mercancías producidas, que es de RD\$2,898,496,635; cuarto, consideramos los RD\$2,196,824,103 como un solo capital, correspondiente al período 1936-1960, y lo desdoblamos en capital constante y capital variable (RD\$1,684,639,287c + 512,184,816v), que en por ciento se expresa así: 76.68c + 23.32v,¹⁰ constituye la composición media del capital; quinto, la plusvalía media¹¹ es RD\$28,066,901.27; y la cuota media de ganancia es 24.28%.¹²

Confeccionemos nuevamente el cuadro, con el mismo contenido explicitado arriba, pero fijando la cuota de plusvalía, como lo aconseja Marx. Acortamos la serie histórica, para evitar tomar como año base, uno que posea una cuota de plusvalía negativa, por tanto, nos vimos compelidos a adoptar el año 1942, cuya cuota es 94.92%

¹⁰ Composición media del capital: $76.68c = (RD\$1,684,639,287c / RD\$2,196,824,103)(100)$. Asimismo, $23.32v = (512,184,816v / RD\$2,196,824,103)(100)$.

¹¹ Plusvalía media, es el promedio de la masa de plusvalía engendrada en el período 1936-1960.

¹² La cuota media de ganancia, finalmente se obtuvo con esta fórmula: $g' = p/(c+v)(100)$; también podemos calcularla como el promedio del total de cuotas de ganancia en el período 1942-1960; la diferencia no es significativa, a nivel del resultado numérico.

Cuadro 363

Distintas cuotas de ganancia y distinta composición orgánica de capitales, fijando la cuota de plusvalía (1942-1960)

Año	Capital constante (c)	Capital variable (v)	Composición orgánica del capital (k)	Cuota de plusvalía (1942= 100´)
1942	28139791,7	7773089	3,62	94,92
1943	32447743,9	9506712	3,41	94,92
1944	38493774,8	16763295	2,30	94,92
1945	42565906	11701530	3,64	94,92
1946	50838244,4	16821448	3,02	94,92
1947	63377075,3	21008563	3,02	94,92
1948	64816235,7	21911949	2,96	94,92
1949	66110330,8	19449702	3,40	94,92
1950	68688329,5	18938028	3,63	94,92
1951	85040103,6	24446741	3,48	94,92
1952	92638998,2	28784562	3,22	94,92
1953	92215966,8	29313001	3,15	94,92
1954	101891257,2	28665979	3,55	94,92
1955	103879930,1	30481430	3,41	94,92
1956	110372515,4	35290703	3,13	94,92
1957	121119058,5	37649706	3,22	94,92
1958	130231132,5	38263916	3,40	94,92
1959	136220538,9	39040296	3,49	94,92
1960	141836311,9	39068480	3,63	94,92

Conclusión

Año	Plusvalía p= (p´.v)/100	Valor del producto (c+v+p)	Cuota de ganancia (g´)
1942	7378216,079	43291096,78	20,54
1943	9023771,03	50978226,93	21,51
1944	15911719,61	71168789,41	28,80
1945	11107092,28	65374528,28	20,47
1946	15966918,44	83626610,84	23,60
1947	19941328	104326966,3	23,63
1948	20798821,99	107527006,7	23,98
1949	18461657,14	104021689,9	21,58
1950	17975976,18	105602333,7	20,51
1951	23204846,56	132691691,2	21,19
1952	27322306,25	148745866,5	22,50
1953	27823900,55	149352868,3	22,89
1954	27209747,27	157766983,5	20,84
1955	28932973,36	163294333,5	21,53
1956	33497935,29	179161153,7	23,00
1957	35737100,94	194505865,4	22,51

1958	36320109,07	204815157,6	21,56
1959	37057048,96	212317883,9	21,14
1960	37083801,22	217988593,1	20,50

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares. Anuario Estadístico de la República Dominicana, 1936-1954 y Estadística Industrial de la República Dominicana, 1955-1960. *Capitalismo y dictadura de Roberto Cassá.*

Iniciemos los cálculos. Primero, obtenemos el total de los capitales invertidos (capital constante + capital variable), en el lapso 1942-1960, el cual equivale a RD\$2,045,802,375; segundo, obtenemos el total de la plusvalía producida por tales capitales, equivalente a RD\$450,755,270.2; tercero, obtenemos el valor total de las mercancías producidas, que es de RD\$2,496,557,645; cuarto, consideramos los RD\$2,045,802,375 como un solo capital, correspondiente al período 1942-1960, y lo desdoblamos en capital constante y capital variable (RD\$1,570,923,245c + RD\$474,879,130v), que en por ciento se expresa así: 76.79c + 23.21v, constituye la composición media del capital; quinto, la plusvalía media es RD\$23,723,961.59; y la cuota media de ganancia es 22,03%.

6.9 Cálculo del precio de costo en el sector industrial

En el tomo III, capítulo I, Marx nos orienta sobre el precio de costo. El valor de toda mercancía producida por métodos capitalistas, es la sumatoria de los valores referidos al capital constante (c), capital variable (v) y plusvalía (p). Si de este valor del producto, la plusvalía es descontada, solamente quedarían c+v, como expresión equivalente al capital desembolsado en los elementos de producción y de hecho representa el precio de costo de la mercancía. Dicho de otra manera, si la plusvalía se reduce a cero, el valor de la mercancía será exactamente igual al precio de costo, “(...) caso que jamás se da dentro de la producción capitalista, aunque en circunstancias especiales de coyuntura del mercado el precio de venta de las mercancías pueda descender hasta el nivel de su precio de costo e incluso por debajo de él”.¹³ (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

Cuando el producto se vende por su valor, el capitalista obtiene una ganancia equivalente a la magnitud de la plusvalía. En tanto el precio de venta sea superior al precio de costo, no importa que sea inferior al valor del producto, el capitalista obtiene una ganancia concreta; mas, cosecha pérdida si el precio de venta desciende a un nivel inferior al precio de costo.¹⁴

Procedamos ahora a calcular el precio de costo de las mercancías generadas, por el sector industrial dominicano, en el período 1942-1960; con este fin confeccionamos el cuadro que se presenta abajo, el cual contiene las siguientes variables: capital constante, capital variable, cuota de plusvalía fija, plusvalía, cuota de ganancia, valor de las mercancías y precio de costo.

Dicho cuadro fue confeccionado en base a los datos presentados y calculados, con el método del segundo camino para calcular la cuota de ganancia media, en el epígrafe de arriba. El precio de costo es $pc = c+v$; mientras que el valor de la mercancía se obtiene con esta fórmula: $vm = pc+p$.

¹³ Marx (1982): *El capital*. Tomo III. Siglo XXI. México, pp. 53-54.

¹⁴ Véase *El Capital*, tomo III, pp. 45-56,

Cuadro 364
Precio de costo de las mercancías industriales (1942-1960)

Año	Capital constante (c)	Capital variable (v)	Cuota de plusvalía (p')	Plusvalía (p)	Cuota de ganancia (g')
1942	28139791,7	7773089	94,92	7378216,079	20,54
1943	32447743,9	9506712	94,92	9023771,03	21,51
1944	38493774,8	16763295	94,92	15911719,61	28,80
1945	42565906	11701530	94,92	11107092,28	20,47
1946	50838244,4	16821448	94,92	15966918,44	23,60
1947	63377075,3	21008563	94,92	19941328	23,63
1948	64816235,7	21911949	94,92	20798821,99	23,98
1949	66110330,8	19449702	94,92	18461657,14	21,58
1950	68688329,5	18938028	94,92	17975976,18	20,51
1951	85040103,6	24446741	94,92	23204846,56	21,19
1952	92638998,2	28784562	94,92	27322306,25	22,50
1953	92215966,8	29313001	94,92	27823900,55	22,89
1954	101891257,2	28665979	94,92	27209747,27	20,84
1955	103879930,1	30481430	94,92	28932973,36	21,53
1956	110372515,4	35290703	94,92	33497935,29	23,00
1957	121119058,5	37649706	94,92	35737100,94	22,51
1958	130231132,5	38263916	94,92	36320109,07	21,56
1959	136220538,9	39040296	94,92	37057048,96	21,14
1960	141836311,9	39068480	94,92	37083801,22	20,50
Suma	1570923245c	474879130v	-	450755270,2	-
Media	76.79c	23.21v	-	23723961,59	22.03%

Conclusión

Año	Valor de las mercancías (vm)	Precio de costo (pc)
1942	43291096,78	35912880,7
1943	509782226,93	41954455,9
1944	71168789,41	55257069,8
1945	65374528,28	54267436
1946	83626610,84	67659692,4
1947	104326966,3	84385638,3
1948	107527006,7	86728184,7
1949	104021689,9	85560032,8
1950	105602333,7	87626357,5
1951	132691691,2	109486844,6
1952	148745866,5	121423560,2
1953	149352868,4	121528967,8
1954	157766983,5	130557236,2
1955	163294333,5	134361360,1
1956	179161153,7	145663218,4
1957	194505865,4	158768764,5

1958	204815157,6	168495048,5
1959	212317883,9	175260834,9
1960	217988593,1	180904791,9
Suma	-	-
Media	-	-

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

En el caso de la industria manufacturera dominicana, en el período que nos ocupa, 1942-1960, como se ve en los cuadros expuestos arriba, en ningún año el precio de venta estuvo por debajo del precio de costo, puesto que durante toda la serie de tiempo los capitalistas obtuvieron ganancias.

6.10 Cálculo de los precios de producción en el sector industrial

Los precios de producción se pueden calcular, una vez tenemos el precio de costo al cual se le añade la plusvalía media; con este fin confeccionamos el cuadro, presentado abajo, que contiene las variables siguientes: capital constante, capital variable, plusvalía, valor de las mercancías, precio de costo, precio de las mercancías, cuota media de ganancia y diferencia del precio respecto al valor. Insistimos, los precios de las mercancías resultan de sumar el precio de costo y la plusvalía media; su fórmula es la siguiente: $pm = pc + pme$. La diferencia del precio respecto al valor, surge de la diferencia entre el precio de las mercancías y el valor de las mercancías, su fórmula es la siguiente: $pm - vm$.

Cuadro 365
Precios de producción (1942-1960)

Año	Capital constante (c)	Capital variable (v)	Plusvalía (p)
1942	28139791,7	7773089	7378053,3
1943	32447743,9	9506712	5134923,1
1944	38493774,8	16763295	29524144,2
1945	42565906	11701530	12494376
1946	50838244,4	16821448	23059197,6
1947	63377075,3	21008563	36103369,7
1948	64816235,7	21911949	27535899,3
1949	66110330,8	19449702	22342662,2
1950	68688329,5	18938028	32845387,5
1951	85040103,6	24446741	52800040,4
1952	92638998,2	28784562	39935604,8
1953	92215966,8	29313001	33406313,2
1954	101891257,2	28665979	31959757,8
1955	103879930,1	30481430	30640039,9
1956	110372515,4	35290703	48131678,6
1957	121119058,5	37649706	85780394,5
1958	130231132,5	38263916	51072406,5
1959	136220538,9	39040296	47205825,1

1960	141836311,9	39068480	90740024,1
------	-------------	----------	------------

Continuación

Año	Valor de las mercancías (vm)	Precio de costo (pc)	Plusvalía media (pme)
1942	43291096,78	35912880,7	23,723,961.59
1943	50978226,93	41954455,9	23,723,961.59
1944	71168789,41	55257069,8	23,723,961.59
1945	65374528,28	54267436	23,723,961.59
1946	83626610,84	67659692,4	23,723,961.59
1947	104326966,3	84385638,3	23,723,961.59
1948	107527006,7	86728184,7	23,723,961.59
1949	104021689,9	85560032,8	23,723,961.59
1950	105602333,7	87626357,5	23,723,961.59
1951	132691691,2	109486844,6	23,723,961.59
1952	148745866,5	121423560,2	23,723,961.59
1953	149352868,4	121528967,8	23,723,961.59
1954	157766983,5	130557236,2	23,723,961.59
1955	163294333,5	134361360,1	23,723,961.59
1956	179161153,7	145663218,4	23,723,961.59
1957	194505865,4	158768764,5	23,723,961.59
1958	204815157,6	168495048,5	23,723,961.59
1959	212317883,9	175260834,9	23,723,961.59
1960	217988593,1	180904791,9	23,723,961.59

Conclusión

Año	Precio de las mercancías (pm= pc+pme)	Diferencia del precio respecto al valor= pm-V
1942	59636842,29	16345745,51
1943	65678417,49	14700190,56
1944	78981031,39	7812241,98
1945	77991397,59	12616869,31
1946	91383653,99	7757043,15
1947	108109599,9	3782633,59
1948	110452146,3	2925139,59
1949	109283994,4	5262304,49
1950	111350319,1	5747985,39
1951	133210806,2	519114,99
1952	145147521,8	-3598344,71
1953	145252929,4	-4099939,01
1954	154281197,8	-3485785,71
1955	158085321,7	-5209011,81
1956	169387180	-9773973,71
1957	182492726,1	-12013139,31

1958	192219010,1	-12596147,51
1959	198984796,5	-13333087,41
1960	204628753,5	-13359839,61

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Es evidente que las mercancías se venden en 77,469,268.6 (sumatoria de los valores positivos de la última columna del cuadro presentado arriba) por encima y en 77,469,268.6 (sumatoria de los valores negativos de la última columna del cuadro presentado arriba) por debajo del valor, “(...) por lo cual las divergencias del precio se neutralizan mutuamente a los respectivos precios de costo de las mercancías mediante el recargo de la ganancia media del 22% [en el caso que nos ocupa la cuota media de ganancia es 22.03%] sobre el capital invertido; en la misma proporción en que una parte de las mercancías se vende por encima de su valor, otra parte de las mercancías se vende por debajo de su valor. Y esta venta a tales precios es lo único que permite que la cuota de ganancia sea uniforme (...) independientemente de la distinta composición orgánica de los capitales. Los precios obtenidos sacando la media de las distintas cuotas de ganancia en las diversas esferas de producción y sumando esta media a los precios de costo de las diversas esferas de producción son los precios de producción. Tienen como premisa la existencia de una cuota general de ganancia, la cual presupone, a su vez, que las cuotas de ganancia, para cada esfera de producción considerada de por sí se hayan reducido ya a otras tantas cuotas medias. Estas cuotas especiales de ganancia son en cada esfera de producción igual a p/C , debiendo desarrollarse (...) a base del valor de la mercancía. Sin este desarrollo, la cuota general de ganancia (y también, por tanto, el precio de producción de la mercancía) sería una idea absurda y carente de sentido... el precio de producción de la mercancía equivale, por tanto, (...) a su precio de costo más la ganancia media”.¹⁵ (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

La economía burguesa gusta hablar de una supuesta incoherencia de Marx, en la explicación de la conversión de los valores de las mercancías en precios de las mercancías, vale decir la transformación del valor en precio. Pero el camino marxista, al respecto, está muy iluminado, no puede haber confusión. Veamos: tenemos el capital constante y el capital variable; la suma de éstos arroja el precio de costo de las mercancías. Como tenemos también la plusvalía, a ésta le añadimos el precio de costo y obtenemos el valor de las mercancías, es decir, sumamos el capital constante, el capital variable y la plusvalía, por tanto, en el valor de la mercancía, no sólo tenemos lo que el capitalista ha invertido en la generación del producto, $c+v$, sino también el remanente ganancioso, la plusvalía. Así se prepara el terreno para calcular los precios de producción o precios de las mercancías. Se toma el precio de costo, del valor de las mercancías, y le sumamos, no la plusvalía, como tal, pues volveríamos al valor de las mercancías, sino la plusvalía media o la ganancia media, surgiendo el precio de producción. Éste emana del valor y su magnitud girará en torno al valor de las mercancías. En unos casos estará por encima y en otros casos estará por debajo de dicho valor. Entonces, ¿dónde está la incoherencia? En ningún lugar. ¡Son espantajos que levanta la economía burguesa en su afán por atacar a la teoría marxista de la transformación de los valores en precios de producción!

¹⁵ Marx, *El Capital*, Tomo III, p. 163.

6.11 Cálculo de la tendencia decreciente de la cuota de ganancia

En la sección tercera, del Tomo III, de *El Capital*, Marx expone sobre la tendencia decreciente de la cuota de ganancia.

El “(...) *incremento gradual del capital constante en proporción al variable tiene como resultado un descenso gradual de la cuota general de ganancia, siempre y cuando que permanezca invariable la cuota de plusvalía, o sea, el grado de explotación del trabajo por el capital (...)*”¹⁶ (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros). Veamos cómo se verifica esta ley en la economía industrial dominicana.

El cuadro que se presenta abajo, contiene las siguientes variables: capital constante, capital variable, cuota de plusvalía, la cual fue tomada del año base, 1942, la plusvalía y la cuota de ganancia, cuya tendencia es evidentemente decreciente, como se puede advertir en el gráfico que acompaña al cuadro.

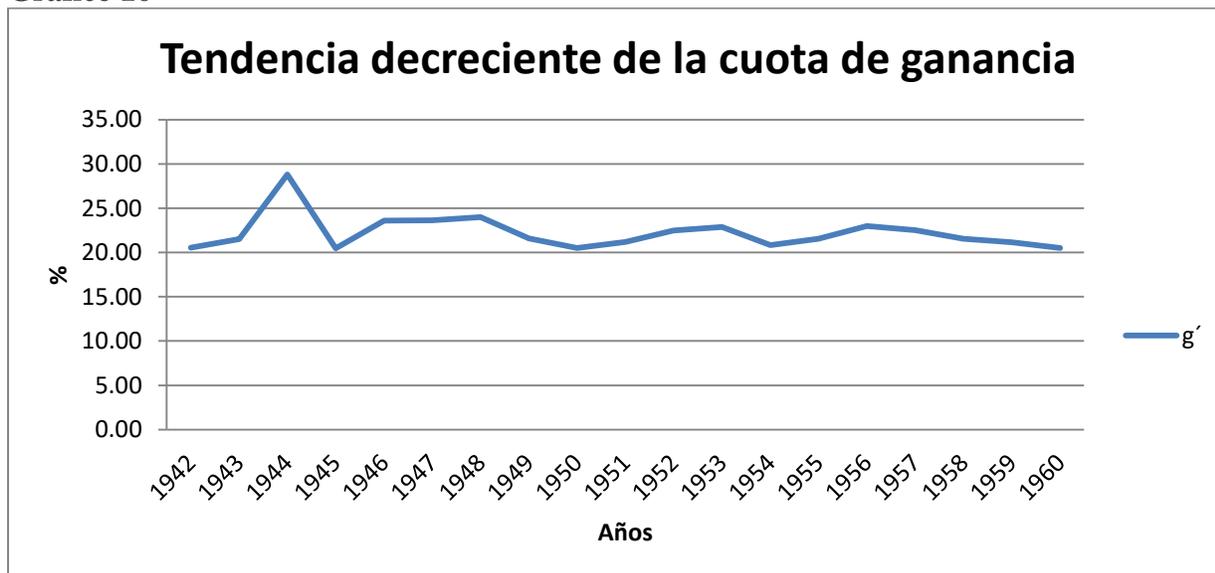
Cuadro 366
Cálculo de la cuota de ganancia, tomando el 1942 como año base (1942-1960)

Año	Capital constante (c)	Capital variable (v)	Cuota de plusvalía (p')	Plusvalía (p)	Cuota de ganancia (g')
1942	28139791,7	7773089	94,92	737821607,9	20,54
1943	32447743,9	9506712	94,92	902377103	21,51
1944	38493774,8	16763295	94,92	1591171961	28,80
1945	42565906	11701530	94,92	1110709228	20,47
1946	50838244,4	16821448	94,92	1596691844	23,60
1947	63377075,3	21008563	94,92	1994132800	23,63
1948	64816235,7	21911949	94,92	2079882199	23,98
1949	66110330,8	19449702	94,92	1846165714	21,58
1950	68688329,5	18938028	94,92	1797597618	20,51
1951	85040103,6	24446741	94,92	2320484656	21,19
1952	92638998,2	28784562	94,92	2732230625	22,50
1953	92215966,8	29313001	94,92	2782390055	22,89
1954	101891257,2	28665979	94,92	2720974727	20,84
1955	103879930,1	30481430	94,92	2893297336	21,53
1956	110372515,4	35290703	94,92	3349793529	23,00
1957	121119058,5	37649706	94,92	3573710094	22,51
1958	130231132,5	38263916	94,92	3632010907	21,56
1959	136220538,9	39040296	94,92	3705704896	21,14
1960	141836311,9	39068480	94,92	3708380122	20,50

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares. Anuario Estadístico de la República Dominicana, 1936-1954 y Estadística Industrial de la República Dominicana, 1955-1960. Libro *Capitalismo y dictadura* de Roberto Cassá.

¹⁶ Marx, *El Capital*, Tomo III, p. 214.

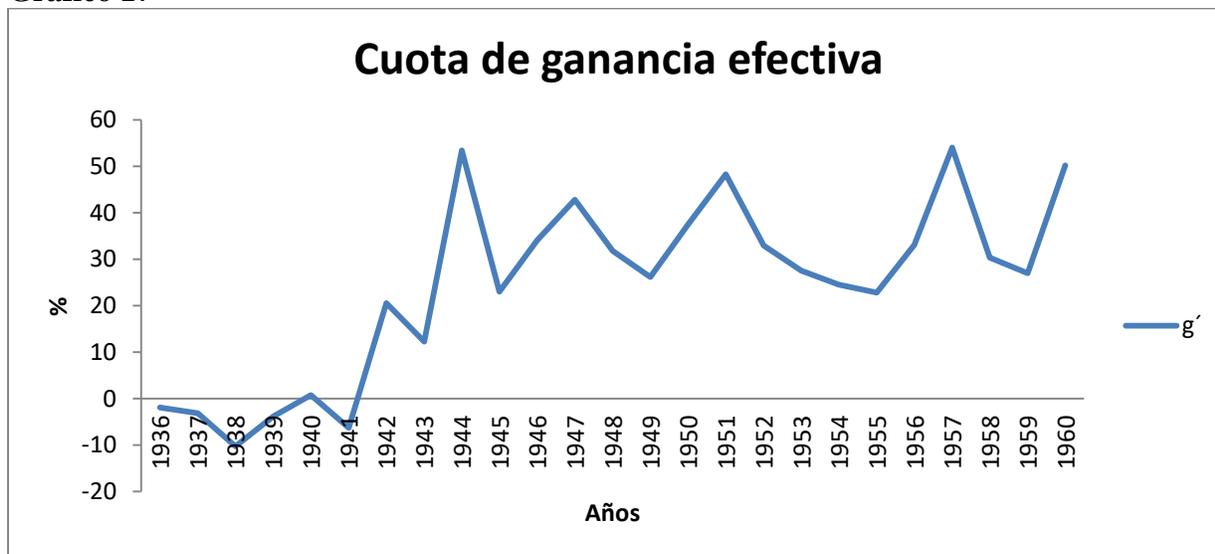
Gráfico 16



Fuente: Elaborado por Manuel Linares.

Ahora, ¿qué ocurrió en la realidad con la tendencia de la cuota de ganancia, en base a la cuota de plusvalía en proceso de cambio? Véase el siguiente gráfico:

Gráfico 17



Fuente: Elaborado por Manuel Linares.

La tendencia creciente de la cuota de ganancia que se observa en el gráfico mostrado arriba, es debido a que se violentó la condición establecida por Marx, consistente en que la cuota de plusvalía no debe variar. Por consiguiente, si en el período 1936-1960 la cuota de ganancia en la industria dominicana, en la realidad objetiva, reveló una cierta tendencia creciente, es porque los capitalistas, entre otras cosas recurrieron a un aumento del grado de explotación del trabajo,

principalmente obligando al obrero dominicano a intensificar el trabajo, con el fin de obtener una mayor cantidad de bienes, sin aumentar, en una magnitud adecuada, el salario. Luego, señores de la economía burguesa dominicana, la tendencia creciente de la cuota de ganancia, en la época trujillista, no se debió a la eficiencia del capitalismo, como sistema económico, sino al incremento del grado de explotación del trabajo por el capital. ¡Qué eficiencia!

6.12 Econometría-matemática de la cuota de ganancia

En esta ocasión expondremos, desde el punto de vista econométrico, el vínculo de la cuota de ganancia con diversas variables. Primero, con la variable tiempo; segundo, con la cuota de plusvalía; tercero, con la composición orgánica del capital; cuarto, con el tiempo, la cuota de plusvalía y la composición orgánica del capital, de manera simultánea. Empecemos.

6.12.1 Modelo econométrico: cuota de ganancia función del tiempo

La econometría aplicada a la cuota de ganancia, será verificada a través de la regresión lineal, específicamente a través del método de los mínimos cuadrados ordinarios, mediante el cual se estimará una ecuación de regresión del tipo $g' = \alpha + \beta t + \mu$, donde: g' , es la cuota de ganancia; α , el intercepto con el eje vertical, primer cuadrante, del sistema de coordenada; β , el coeficiente de la pendiente; t , el factor tiempo; μ , perturbación estocástica, que recoge las variables no explicitadas en el modelo de regresión.

Las informaciones que se utilizarán para llevar a cabo los cálculos estadísticos, con el auxilio del paquete estadístico, conocido por las siglas de SPSS, se encuentran contenidas en el siguiente cuadro:

Cuadro 367
Cuota de ganancia y la variable tiempo (1936-1960)

Año	Cuota de ganancia (g')	Tiempo
1936	-1,92	1
1937	-3,19	2
1938	-10,30	3
1939	-3,89	4
1940	0,75	5
1941	-6,32	6
1942	20,54	7
1943	12,24	8
1944	53,43	9
1945	23,02	10
1946	34,08	11
1947	42,78	12
1948	31,75	13
1949	26,11	14
1950	37,48	15
1951	48,23	16
1952	32,89	17

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1953	27,49	18
1954	24,48	19
1955	22,80	20
1956	33,04	21
1957	54,03	22
1958	30,31	23
1959	26,93	24
1960	50,16	25

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Ecuación lineal	$g' = -0.016 + 1.869t$
Error estándar	ee= (5.701) (0.384)
Valores t	t= (-0.003) (4.873)
Valores p	p= (0.998) (0.000)
Coefficiente de determinación	$r^2 = (0.51)$
Coefficiente de correlación de Pearson	r= 0.71
Grados de libertad	g de l= 23
Test de la F de Fisher	$F_{1, 23} = 23.741$
Durbin Watson	DW= 1.364

Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 1.86, mide la pendiente de la recta, indica que dentro de un intervalo muestral de t entre 1 y 25, a medida que t se incrementa en un año, el incremento estimado en la cuota de ganancia es de 1.86. El coeficiente -0.016, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre g' de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de $r^2 = 0.51$ significa que cerca del 51% de la variación en la cuota de ganancia está explicado por el factor tiempo. En adición, como r^2 puede llegar a su límite superior, 1, dicho r^2 , implica que la recta de regresión muestral obtenida se ajusta medianamente a los datos observados. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.71 muestra que las dos variables, la cuota de ganancia y el tiempo, poseen una correlación positiva.

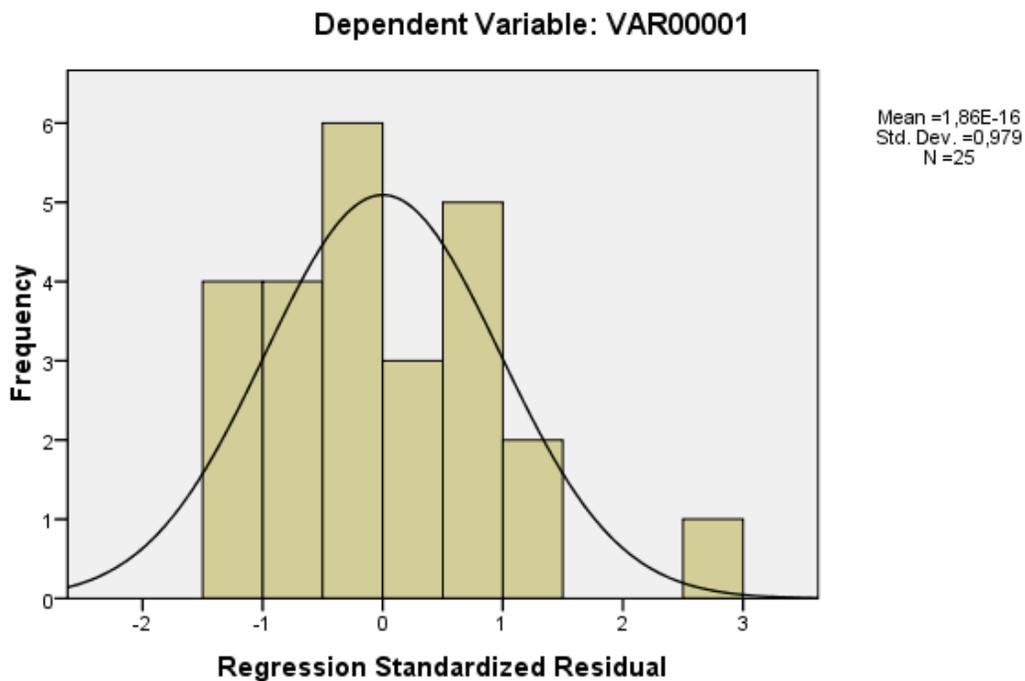
En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 23 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a -0.003 es 0.998 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 4.873 es 0.000. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a -0.003 es 0.998; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es de 9,998 por cada 10,000 casos, que es extremadamente alta; de aquí que podamos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es igual a cero (0); es aceptada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de

alcanzar un valor t mayor o igual a 4.873, es 0.000. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es prácticamente cero (0), de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

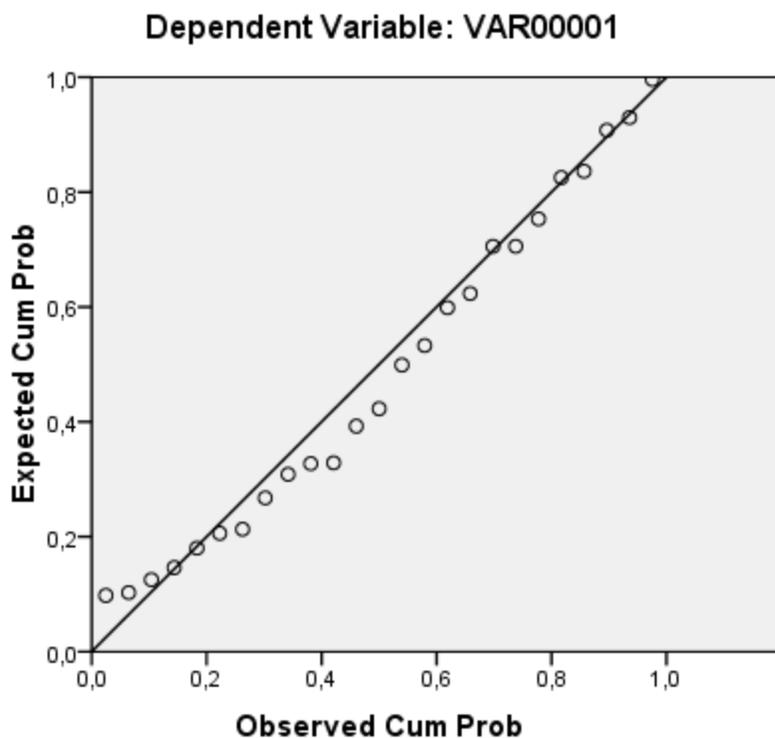
La razón de varianzas, F , para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 23 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,23} = 4.28$, obviamente inferior a la obtenida, 23.741, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (1.364) se encuentra en la vecindad de 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre la cuota de ganancia y el factor tiempo, pues el término de perturbación estocástica, u , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. Igualmente se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciera a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Comprobada la certeza del modelo, ahora exponemos los valores de la cuota de ganancia estimada y los valores de u , así como la gráfica de la cuota de ganancia efectiva y la cuota de ganancia estimada.

Cuadro 368

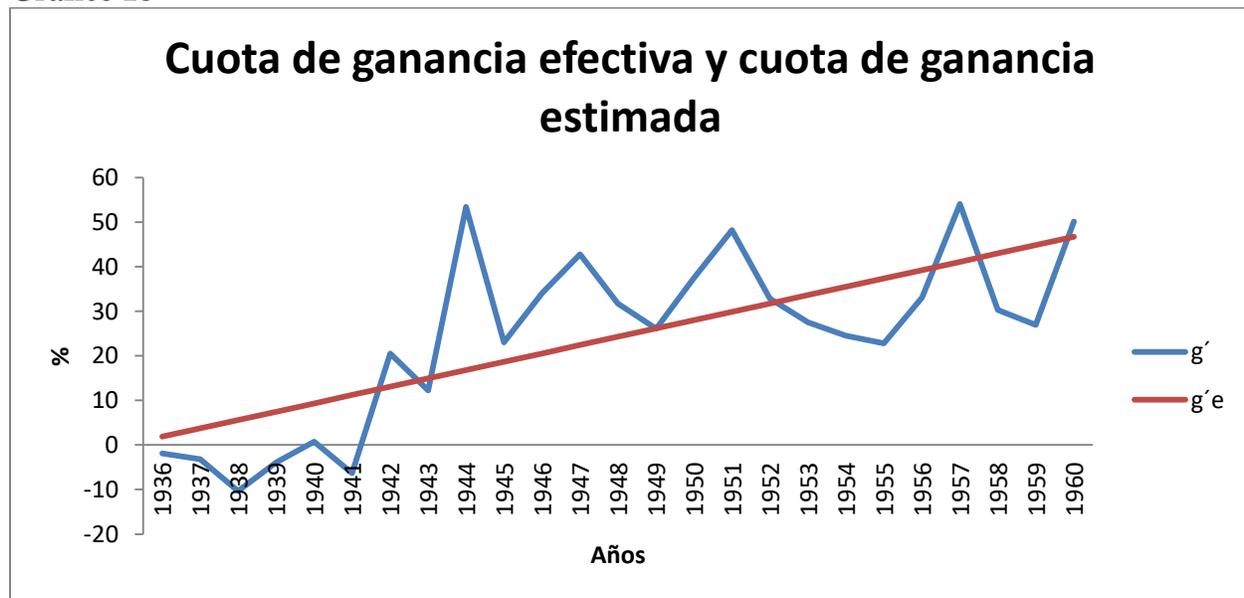
Cuota de ganancia efectiva, cuota de ganancia estimada y valores residuales (1936-1960)

Año	Cuota de ganancia (\hat{g})	Cuota de ganancia estimada (g_e)	Valores de μ
1936	-1,92	1,8524	-3,77240
1937	-3,19	3,7211	-6,91110
1938	-10,30	5,5898	-15,88980
1939	-3,89	7,4585	-11,34850
1940	0,75	9,3272	-8,57720
1941	-6,32	11,1959	-17,51590
1942	20,54	13,0646	7,47540
1943	12,24	14,9333	-2,69330
1944	53,43	16,8020	36,62800
1945	23,02	18,6707	4,34930
1946	34,08	20,5394	13,54060

1947	42,78	22,4081	20,37190
1948	31,75	24,2768	7,47320
1949	26,11	26,1455	-,03550
1950	37,48	28,0142	9,46580
1951	48,23	29,8829	18,34710
1952	32,89	31,7516	1,13840
1953	27,49	33,6203	-6,13030
1954	24,48	35,4890	-11,00900
1955	22,80	37,3577	-14,55770
1956	33,04	39,2264	-6,18640
1957	54,03	41,0951	12,93490
1958	30,31	42,9638	-12,65380
1959	26,93	44,8325	-17,90250
1960	50,16	46,7012	3,45880

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 18



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, la variable independiente, el tiempo, ejerció cierta influencia en la explicación de los valores asumidos por la cuota de ganancia (variable dependiente), en un 51%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, el coeficiente de la pendiente de la recta, es significativo, desde el punto de vista estadístico; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

6.12.2 Modelo econométrico: cuota de ganancia función de la cuota de plusvalía

Estimaremos un modelo econométrico del tipo $g' = \alpha + \beta p' + \mu$, donde: g' , es la cuota de ganancia; α , el intercepto con el eje vertical, primer cuadrante, del sistema de coordenada; β , el coeficiente de la pendiente; p' , la cuota de plusvalía; μ , perturbación estocástica, que recoge las variables no explicitadas en el modelo de regresión.

Las informaciones que se utilizarán para llevar a cabo los cálculos estadísticos, con el auxilio del paquete estadístico, conocido por las siglas de SPSS, se encuentran contenidas en el siguiente cuadro:

Cuadro 369
Cuota de ganancia y cuota de plusvalía en el sector industrial dominicano (1936-1960)

Año	Cuota de ganancia (g')	Cuota de plusvalía (p')
1936	-1,92	-6,97
1937	-3,19	-11,65
1938	-10,30	-41,16
1939	-3,89	-15,99
1940	0,75	3,00
1941	-6,32	-30,32
1942	20,54	94,92
1943	12,24	54,01
1944	53,43	176,12
1945	23,02	106,78
1946	34,08	137,08
1947	42,78	171,85
1948	31,75	125,67
1949	26,11	114,87
1950	37,48	173,44
1951	48,23	215,98
1952	32,89	138,74
1953	27,49	113,96
1954	24,48	111,49
1955	22,80	100,52
1956	33,04	136,39
1957	54,03	227,84
1958	30,31	133,47
1959	26,93	120,92
1960	50,16	232,26

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Ecuación lineal estimada	$g' = -0.143 + 0.236p'$
Error estándar estimado	ee = (1.004) (0.008)
Valores t estimados	t = (-0.142) (30.617)

Valores p estimados	p= (0.888) (0.000)
Coefficiente de determinación	r ² = (0.98)
Coefficiente correlación de Pearson	r= 0.99
Grados de libertad	g de l= 23
Test de la F de Fisher	F _{1, 25} = 937.375
Durbin Watson	DW= 1.968

Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 0.236, mide la pendiente de la recta e indica, dentro de un intervalo muestral de p' , entre -41.16 y 232, a medida que p' se incrementa en un 1%, el incremento estimado en la cuota de ganancia es de 0.236%. El coeficiente -0.143, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre g' de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de $r^2 = 0.98$ significa que cerca del 98% de la variación en la cuota de ganancia está explicado por la cuota de plusvalía. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.99 muestra que las dos variables, la cuota de ganancia y la cuota de plusvalía, poseen una correlación positiva extremadamente alta.

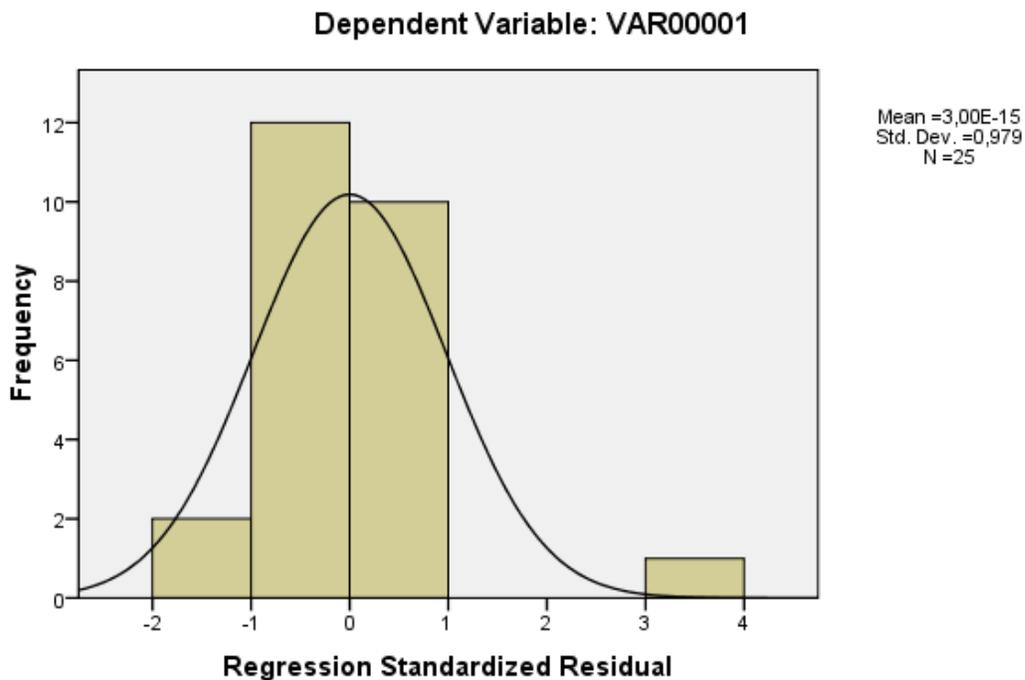
En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 23 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a -0.142 es 0.888 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 30.617 es 0.000. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a -0.142 es 0.888; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es de 8,880 por cada 10,000 casos, que es muy alta; de aquí que podamos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es igual a cero (0); es aceptada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 30.617, es 0.000. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es prácticamente cero (0), de aquí que podamos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

La razón de varianza, F, para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 23 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,23} = 4.28$, obviamente inferior a la obtenida, 937.375, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (1.968) se encuentra en la vecindad de 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

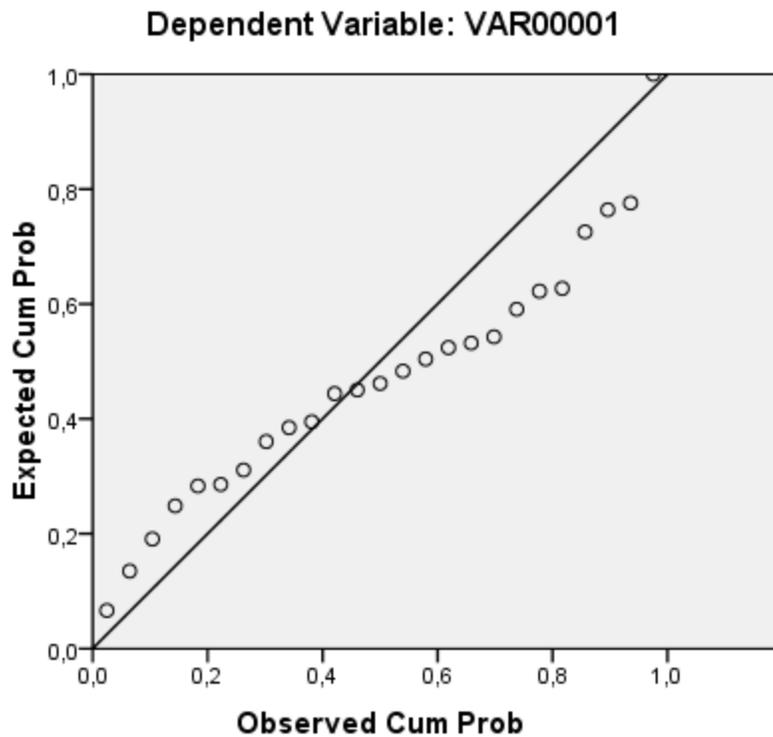
Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre la cuota de ganancia y la cuota de plusvalía, pues el término de perturbación estocástica, μ , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. Igualmente se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta grafica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u , y sobre el eje vertical,

se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciese a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Comprobada la certeza del modelo, ahora exponemos los valores de la cuota de ganancia estimada y los valores de u , así como la gráfica de la cuota de ganancia efectiva y la cuota de ganancia estimada.

Cuadro 370

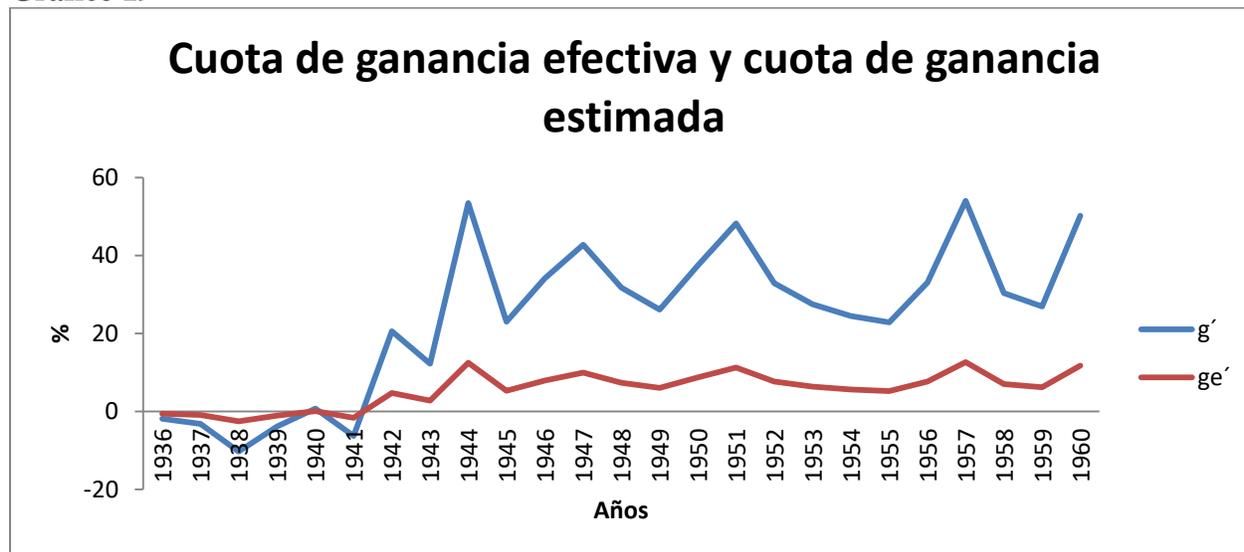
Cuota de ganancia efectiva, cuota de ganancia estimada y valores residuales (1936-1960)

Año	Cuota de ganancia (\hat{g})	Cuota de ganancia estimada ($\hat{g}'e$)	Valores de μ
1936	-1,92	-1,79	-0,13009
1937	-3,19	-2,90	-0,29408
1938	-10,30	-9,87	-0,43004
1939	-3,89	-3,92	0,03159
1940	0,75	0,57	0,18372
1941	-6,32	-7,31	0,98817
1942	20,54	22,29	-1,74956
1943	12,24	12,62	-0,38138
1944	53,43	41,48	11,95059
1945	23,02	25,09	-2,07242
1946	34,08	32,25	1,82684

1947	42,78	40,47	2,30971
1948	31,75	29,56	2,19335
1949	26,11	27,00	-,89431
1950	37,48	40,85	-3,36605
1951	48,23	50,90	-2,66944
1952	32,89	32,65	,24454
1953	27,49	26,79	,70075
1954	24,48	26,21	-1,72552
1955	22,80	23,61	-0,81300
1956	33,04	32,09	0,94991
1957	54,03	53,70	0,32770
1958	30,31	31,40	-1,09001
1959	26,93	28,43	-1,50410
1960	50,16	54,75	-4,58687

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 19



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, la variable independiente, cuota de plusvalía, ejerció cierta influencia en la explicación de los valores asumidos por la cuota de ganancia (variable dependiente), en un 98%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, el coeficiente de la pendiente de la recta, es significativo, desde el punto de vista estadístico; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

6.12.3 Modelo econométrico: cuota de ganancia función de la composición orgánica del capital

Estimaremos un modelo econométrico del tipo $g' = \alpha + \beta t + \mu$, donde g' es la cuota de ganancia; α , el intercepto con el eje vertical, primer cuadrante, del sistema de coordenada; β , el coeficiente de la pendiente; k , composición orgánica del capital; μ , perturbación estocástica, que recoge las variables no explicitadas en el modelo de regresión.

Las informaciones que se utilizarán para llevar a cabo los cálculos estadísticos, con el auxilio del paquete estadístico, conocido por las siglas de SPSS, se encuentran contenidas en el siguiente cuadro:

Cuadro 371
Cuota de ganancia y composición orgánica del capital en el sector industrial dominicano (1936-1960)

Año	Cuota de ganancia (g')	Composición orgánica del capital (k)
1936	-1,92	2,64
1937	-3,19	2,65
1938	-10,30	3,00
1939	-3,89	3,11
1940	0,75	3,02
1941	-6,32	3,80
1942	20,54	3,62
1943	12,24	3,41
1944	53,43	2,30
1945	23,02	3,64
1946	34,08	3,02
1947	42,78	3,02
1948	31,75	2,96
1949	26,11	3,40
1950	37,48	3,63
1951	48,23	3,48
1952	32,89	3,22
1953	27,49	3,15
1954	24,48	3,55
1955	22,80	3,41
1956	33,04	3,13
1957	54,03	3,22
1958	30,31	3,40
1959	26,93	3,49
1960	50,16	3,63

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumen de los resultados del modelo aplicado:

1) Ecuación lineal estimada	$g' = 11.02 + 4.097k$
2) Error estándar estimado	ee = (36.006) (11.060)
3) Valores t estimados	t = (0.306) (0.370)
4) Valores p estimados	p = (0.762) (0.714)
5) Coeficiente de determinación	$r^2 = (0.006)$
6) Coeficiente correlación de Pearson	r = 0.077
7) Grados de libertad	g de l = 23
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,23} = 0.137$
9) Índice de condición	IC = (1 y 18.265)
10) Durbin Watson	DW = 0.793

Como se puede ver claramente, los resultados arrojados por el modelo de regresión lineal, indican que no es apropiado dicho modelo, por tanto, no es necesario continuar hacia adelante.

Modelo econométrico: cuota de ganancia función del tiempo, de la cuota de plusvalía y de la composición orgánica del capital

Estimaremos un modelo econométrico, de regresión múltiple, del tipo $g' = \alpha + \beta t + \gamma p' + \xi k + \mu$, donde g' , es la cuota de ganancia; α , el intercepto con el eje vertical, primer cuadrante, del sistema de coordenada; β , coeficiente de regresión parcial, que mide el cambio en la variable dependiente, por unidad de cambio en la variable independiente, tiempo, permaneciendo constante las otras dos variables independientes, cuota de plusvalía y composición orgánica del capital; γ , coeficiente de regresión parcial, que mide el cambio en la variable dependiente, por unidad de cambio en la variable independiente, cuota de plusvalía, permaneciendo constantes las otras dos variables independientes, el tiempo y la composición orgánica del capital; ξ , coeficiente de regresión parcial, que mide el cambio en la variable dependiente, por unidad de cambio en la variable independiente, composición orgánica del capital, permaneciendo constantes las otras dos variables independientes, el tiempo y la cuota de plusvalía; μ , perturbación estocástica, que recoge las variables no explicitadas en el modelo de regresión.

Las informaciones que se utilizarán para llevar a cabo los cálculos estadísticos, con el auxilio del paquete estadístico, conocido por las siglas de SPSS, se encuentran contenidas en el siguiente cuadro:

Cuadro 372
Cuota de ganancia y composición orgánica del capital en el sector industrial dominicano (1936-1960)

Año	Cuota de ganancia (g')	Tiempo (t)	Cuota de plusvalía (p')	Composición orgánica del capital (k)
1936	-1,92	1	-6,97	2,64
1937	-3,19	2	-11,65	2,65
1938	-10,30	3	-41,16	3,00
1939	-3,89	4	-15,99	3,11

1940	0,75	5	3,00	3,02
1941	-6,32	6	-30,32	3,80
1942	20,54	7	94,92	3,62
1943	12,24	8	54,01	3,41
1944	53,43	9	176,12	2,30
1945	23,02	10	106,78	3,64
1946	34,08	11	137,08	3,02
1947	42,78	12	171,85	3,02
1948	31,75	13	125,67	2,96
1949	26,11	14	114,87	3,40
1950	37,48	15	173,44	3,63
1951	48,23	16	215,98	3,48
1952	32,89	17	138,74	3,22
1953	27,49	18	113,96	3,15
1954	24,48	19	111,49	3,55
1955	22,80	20	100,52	3,41
1956	33,04	21	136,39	3,13
1957	54,03	22	227,84	3,22
1958	30,31	23	133,47	3,40
1959	26,93	24	120,92	3,49
1960	50,16	25	232,26	3,63

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumen del modelo aplicado:

Ecuación lineal estimada	$g' = 18.578 - 0.052t + 0.245p - 5.852k$
Error estándar estimado	ee= (4.164) (0.103) (0.009) (1.377)
Valores t estimados	t= (4.461) (-0.504) (28.379) (-4.371)
Valores p estimados	p= (0.000) (0.619) (0.000) (0.000)
Coefficiente de determinación múltiple	$R^2 = (0.989)$
Coefficiente correlación de Pearson	R= 0.995
Grados de libertad	g de l= 23
Test de la F de Fisher	$F_{1,23} = 635.076$
Durbin Watson	DW= 1.383

Bondad del ajuste. El coeficiente 18.578, representa el intercepto poblacional, e indica que si las tres variables independientes, contempladas en el modelo, tiempo, cuota de plusvalía y composición orgánica del capital, fueran cero (0), la cuota de ganancia asumiría un valor equivalente a 18.578%; también podemos decir, que el mismo representa la influencia cuantitativa de todas las variables independientes que no aparecen de modo explícito en el modelo. El coeficiente -0.052, significa que por cada 1% de aumento en el factor tiempo, permaneciendo constante la cuota de plusvalía y la composición orgánica del capital, la cuota de ganancia sufre un impacto de -0.052%. Nos luce que el signo negativo de este coeficiente, no guarda mucha relación con la teoría económica, pues resulta cuestionable un comportamiento reduccionista de la cuota de ganancia con el paso del tiempo. El coeficiente 0.245, indica, ante el incremento en un 1%, en la cuota de plusvalía, permaneciendo constantes el tiempo y la

composición orgánica del capital, el incremento estimado en la cuota de ganancia es de 0.245%; su signo positivo, guarda relación con la teoría económica. El coeficiente -5.852, significa que por cada 1% de aumento en la composición orgánica del capital, permaneciendo constante el tiempo y la cuota de plusvalía, la cuota de ganancia sufre un impacto de -5.852%.

El valor de $R^2 = 0.989$ significa que cerca del 98.9% de la variación en la cuota de ganancia está explicado por el tiempo, la cuota de plusvalía y la composición orgánica del capital. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.995 muestra que la variable dependiente, se encuentra altamente correlacionada, positivamente, con las variables independientes.

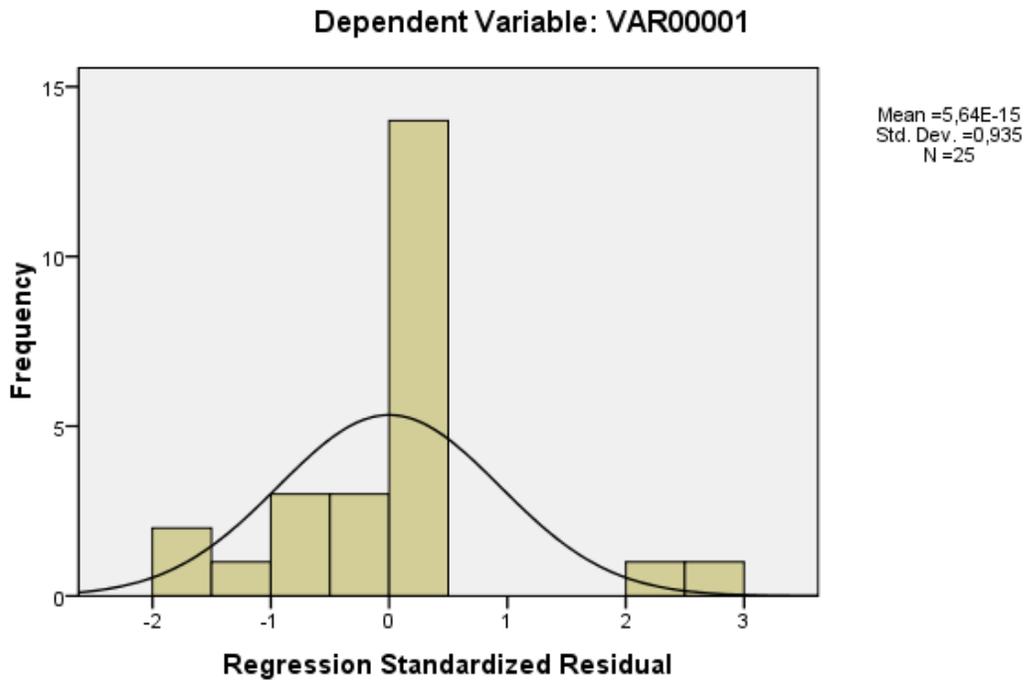
En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión múltiple; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 23 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 4.461 es 0.000, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a -0.504 es 0.619, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 28.379 es 0.000, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a -4.371 es 0.000. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 4.461 es 0.000; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es de 0, queda rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a -0.504 es 0.619. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es de 6,190 por cada 10,000 casos, que es muy alta, se acepta la hipótesis nula. En el tercer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 28.379 es 0.000; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es de 0, queda rechazada la hipótesis nula. En el cuarto caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a -4.371 es 0.000; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es de 0, queda rechazada la hipótesis nula.

La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 23 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,23} = 4.28$, obviamente inferior a la obtenida, 635.076, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (1.383) se encuentra en la vecindad de 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

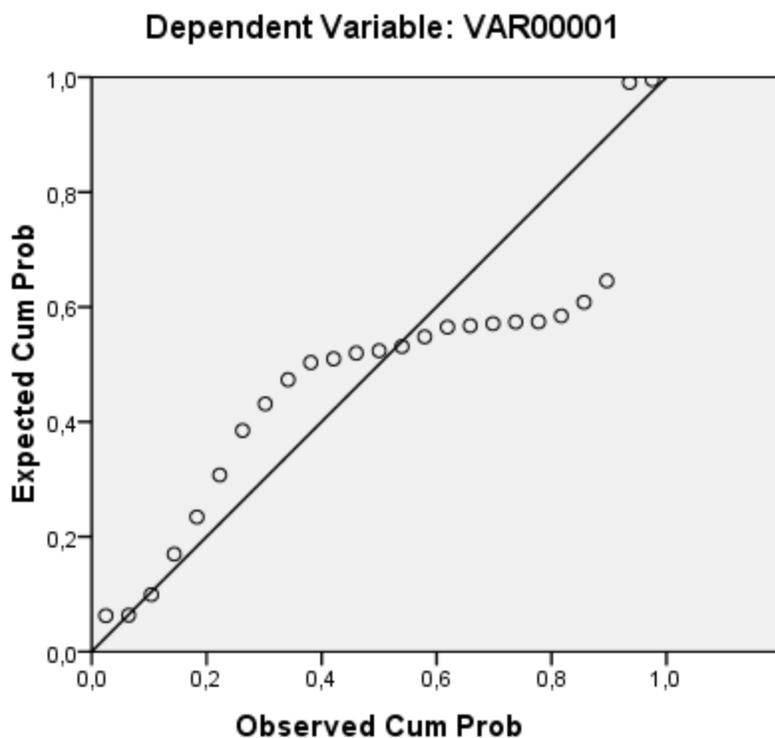
Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre la cuota de ganancia y el tiempo, la cuota de plusvalía y la composición orgánica del capital, pues el término de perturbación estocástica, u, sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. Igualmente se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta grafica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u, y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si

estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciese a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Comprobada la certeza del modelo, ahora exponemos los valores de la cuota de ganancia estimada y los valores de u , así como la gráfica de la cuota de ganancia efectiva y la cuota de ganancia estimada.

Cuadro 373

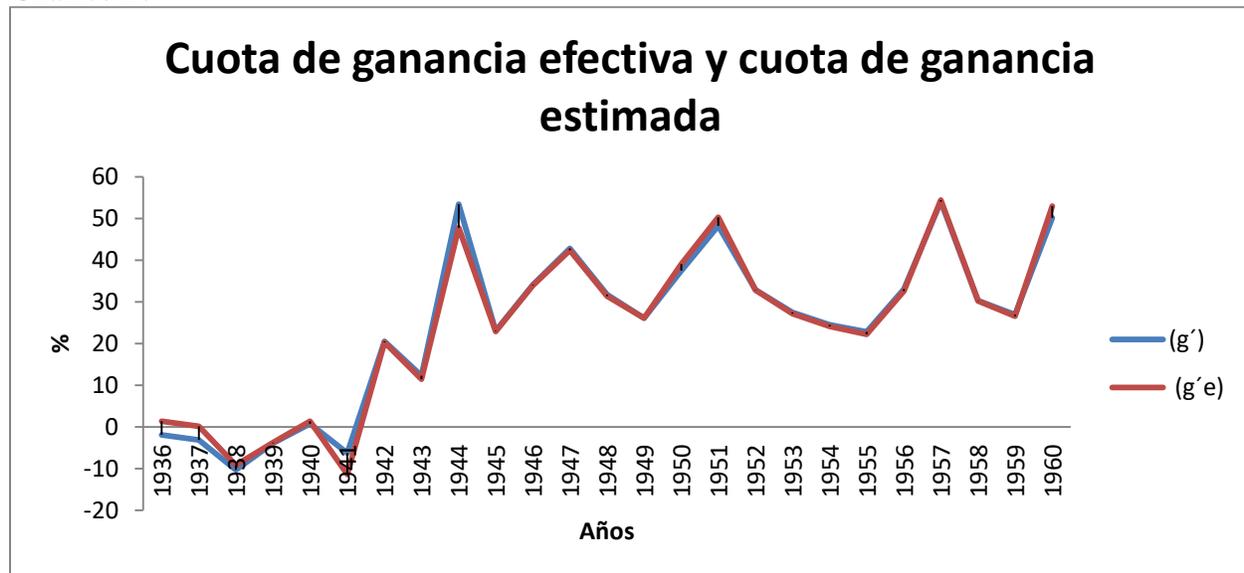
Cuota de ganancia efectiva, cuota de ganancia estimada y valores residuales (1936-1960)

Año	Cuota de ganancia (\hat{g})	Cuota de ganancia estimada (\hat{g}^e)	Valores de u
1936	-1,92	1,37	-3,28887
1937	-3,19	0,11	-3,30219
1938	-10,30	-9,22	-1,08375
1939	-3,89	-3,75	-,14354
1940	0,75	1,38	-,62998
1941	-6,32	-11,40	5,07813
1942	20,54	20,28	,25932
1943	12,24	11,44	,80298
1944	53,43	47,79	5,63838

1945	23,02	22,91	,10669
1946	34,08	33,91	,16826
1947	42,78	42,38	,40324
1948	31,75	31,36	,38559
1949	26,11	26,09	,01776
1950	37,48	39,04	-1,56102
1951	48,23	50,29	-2,05711
1952	32,89	32,84	,05289
1953	27,49	27,13	,36484
1954	24,48	24,13	,35251
1955	22,80	22,21	,59209
1956	33,04	32,58	,45903
1957	54,03	54,40	-,37293
1958	30,31	30,18	,12795
1959	26,93	26,53	,40054
1960	50,16	52,93	-2,77082

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 20



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, las variables independientes, tiempo, cuota de plusvalía y composición orgánica del capital, ejercieron influencias en la explicación de los valores asumidos por la cuota de ganancia (variable dependiente), en un 98.9%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables independientes y la dependiente, fue positiva; de modo que cuando una de las independientes avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, los coeficientes de la pendiente de la recta, son

significativos, excepto el relacionado con el tiempo, desde el punto de vista estadístico; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

6.12.4 Diferenciación y análisis de las funciones de la cuota de ganancia estimadas

¿Podemos diferenciar las funciones estimadas de la cuota de ganancia? claro. Cuando aplicamos un modelo de regresión lineal, con el objeto de discutir la reacción de cambio de la cuota de ganancia, ante, primero el cambio del tiempo; segundo, el cambio de la cuota de plusvalía; y tercero, el cambio del tiempo, la cuota de plusvalía y la composición orgánica del capital, de hecho estuvimos enfrentados a funciones como estas:

- 1) $g' = f(t)$, que una vez fue estimada se transformó en $g' = -0.016 + 1.869t$.
- 2) $g' = f(p')$, que una vez fue estimada se transformó en $g' = -0.143 + 0.236p'$.
- 3) $g' = f(t, p', k)$, que una vez fue estimada se transformó en $g' = 18.578 - 0.052t + 0.245p' - 5.852k$.

Diferenciemos cada una de esas funciones de cuota de ganancia estimada:

$$\begin{aligned} dg'/dt &= 0 + (1)(1.869)(t^{1-1}) = 1.869t^0 = 1.869(1) = 1.869 \\ dg'/dp' &= 0 + (1)(0.236)(p'^{1-1}) = 0.236p'^0 = 0.236(1) = 0.236 \\ \partial g'/\partial t &= 0 - (1)(0.052)(t^{1-1}) + 0 + 0 = -0.052t^0 = -0.052(1) = -0.052 \\ \partial g'/\partial p' &= 0 + 0 + (1)(0.24)(p'^{1-1}) = 0.24p'^0 = 0.24(1) = 0.24 \\ \partial g'/\partial k &= 0 + 0 + 0 - (1)(5.852)(k^{1-1}) = -5.852k^0 = -5.852(1) = -5.852 \end{aligned}$$

El primer resultado, 1.869, representa la tasa de cambio de la cuota de ganancia respecto a la variable tiempo; el segundo, 0.236, representa la tasa de cambio de la cuota de ganancia respecto a la variable cuota de plusvalía; el tercero, -0.052, representa la tasa de cambio de la cuota de ganancia, respecto a la variable tiempo, permaneciendo constante la cuota de plusvalía y la composición orgánica del capital; el cuarto, 0.24, representa la tasa de cambio de la cuota de ganancia, respecto a la variable cuota de plusvalía, permaneciendo constante el tiempo y la composición orgánica del capital; el quinto, -5.852, representa la tasa de cambio de la cuota de ganancia, respecto a la variable composición orgánica del capital, permaneciendo constante el tiempo y la cuota de plusvalía.

Discutamos los signos de las derivadas, arriba calculadas, para ver si guardan coherencia con la teoría económica marxista. Veamos:

$$\begin{aligned} dg'/dt &= 1.869 > 0 \\ dg'/dp' &= 0.236 > 0 \\ \partial g'/\partial t &= -0.052 < 0 \\ \partial g'/\partial p' &= 0.240 > 0 \\ \partial g'/\partial k &= -5.852 < 0 \end{aligned}$$

Las dos primeras derivadas brotan de un par de funciones, en las que aparece una sola variable independiente, el tiempo y la cuota de plusvalía, de ahí la presencia del operador dg'/dt y

dg'/dp' , respectivamente. Los signos no merecen duda alguna, es lógico pensar que cuando el tiempo transcurre y la cuota de plusvalía aumenta, la cuota de ganancia también aumente y viceversa. El restante de las derivadas, brota de una función que tiene la presencia de tres variables independientes, por tanto, hubimos de recurrir a la técnica de la diferenciación parcial. De estas tres derivadas parciales, la tercera y la quinta merecen una explicación. La tercera arroja un resultado negativo. Pensamos que ello debióse a que ahora la variable tiempo aparece acompañada de otras variables que se hacen explícitas en el modelo, a diferencia de la primera función, en la que otras variables independientes se refugian en el término estocástico, arriba tratado en ocasión del modelo de regresión lineal estudiado. Ahora parece lógico pensar que si la cuota de plusvalía explicitada en el modelo, se concibe constante, la cuota de ganancia, como variable dependiente tienda a decrecer en la medida que pasa el tiempo. Con respecto al signo negativo de la quinta derivada, resulta correcto, y decreta una relación inversa entre la cuota de ganancia y la composición orgánica del capital, es decir, cuando ésta aumenta, la cuota de ganancia tiende a disminuir. Y es que si la composición orgánica del capital aumenta, permaneciendo constante la cuota de plusvalía, aumenta el denominador de la fórmula utilizada para calcular la cuota de ganancia, $g' = (p/c+v)(100)$, mientras permanece inalterado el numerador, por tanto, el cociente (g') se reduce.

Detengámonos un poco más en la función de la cuota de ganancia, donde aparecen tres variables independientes (el tiempo, la cuota de plusvalía y la composición orgánica del capital) y en los resultados de su derivación parcial.

$\partial g'/dt = -0.052 < 0$. Este resultado negativo, como razón de cambio de la cuota de ganancia, frente a los cambios operados en el tiempo, permaneciendo constantes la cuota de plusvalía y la composición orgánica del capital, hizo de la variable tiempo, no un aliado del capital industrial dominicano, sino un adversario, ya que con su simple transcurrir decreta la reducción de dicha cuota, aunque levemente. Para bien del capital, este adversario no fue de consideración. De hecho, es casi insensible la cuota de ganancia frente al paso del tiempo. La cuota de ganancia efectiva y la cuota de ganancia surgida de restarle a la efectiva la razón de cambio -0.052 , resultan prácticamente la misma como se puede comprobar en el gráfico siguiente:

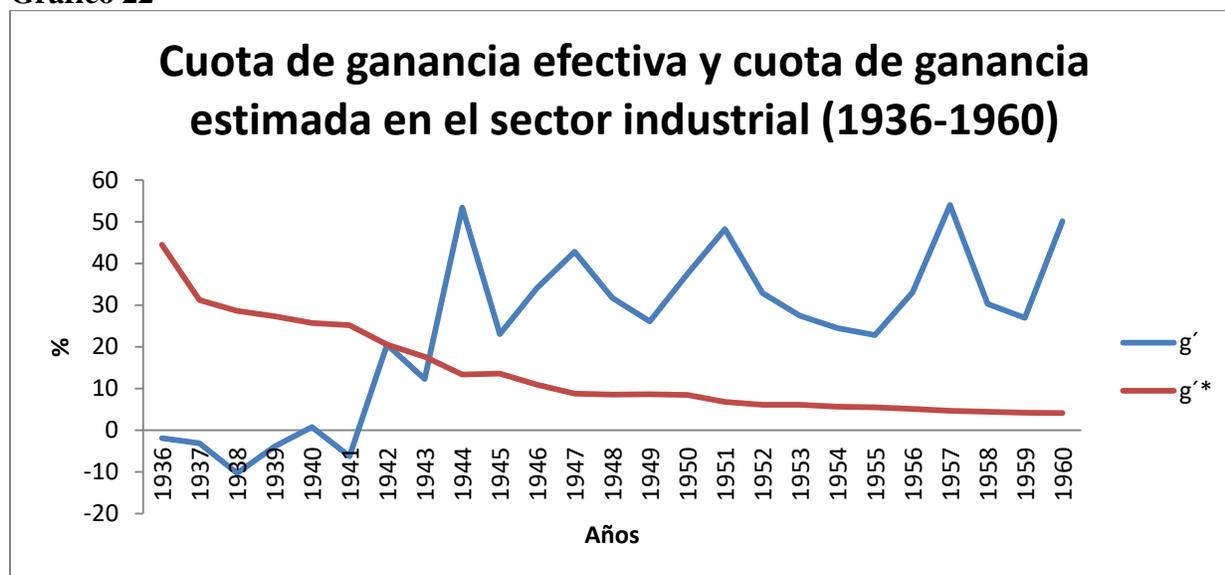
Gráfico 21



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Sin embargo, $\partial g'/\partial k = -5.852 < 0$, es un resultado que sí coloca al capitalismo industrial en una perspectiva analítica crítica. Estamos hablando de una razón de cambio, en términos absolutos, casi 6 veces mayor que uno, lo que deja entrever una relación sumamente elástica entre la cuota de ganancia y la composición orgánica del capital. Nos está diciendo que ante un incremento de 1%, en la composición orgánica del capital, la cuota de ganancia se reduce casi en un 6%, naturalmente bajo el supuesto de una cuota de plusvalía constante. Observen la cuota de ganancia estimada en esta nueva situación, que muestra una clara tendencia declinante:

Gráfico 22



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Hay aquí un problema estructural de marca mayor. La acumulación de capital es una ley inherente al desarrollo del capitalismo. Ley que implica un crecimiento más rápido del capital constante que el variable, es decir, la composición orgánica del capital tiende a aumentar, de modo que para evitar el colapso de la cuota de ganancia, los patronos capitalistas, se ven en la obligación de intensificar el grado de explotación de los obreros.

Acudamos al resultado emanado de la cuarta derivada: $\partial g'/\partial p' = 0.240 > 0$. Éste es, de las tres derivadas parciales, el único resultado verdaderamente plausible para el capital, pues siendo una relación de cambio de la cuota de ganancia, respecto al cambio en la cuota de plusvalía, augura un aumento de la primera, cuando la segunda aumenta, permaneciendo constantes las demás variables independientes. Los capitalistas industriales no tienen otra salida que no sea la intensificación de la explotación obrera, extrayéndole plusvalía tanto absoluta como relativa, mostrando el capitalismo, de este modo, su esencia anti-humana. Sobreexplotar a los trabajadores para aumentar sus ganancias, nunca para aumentar el bienestar de la población. ¿Y es esto que ustedes defienden señores de la economía burguesa dominicana?

6.13 Sector industrial manufacturero no azucarero (Año 1943)

Hasta este momento hemos tratado el sector industrial manufacturero, en su conjunto. A partir de ahora, analizaremos sus partes, comenzando con el sector industrial no azucarero, es decir, aquel que no incluye la producción de azúcar.

6.13.1 Movimiento de la industria manufacturera no azucarera

Esta parte de la industria dominicana, durante los cinco (5) primeros decenios del siglo XX, estuvo en incesante crecimiento. El censo de población de 1920 cita, entre las industrias no azucareras, con cierta significación, las siguientes: destilería de alcoholes, cigarrería, curtiduría, jabonería, la de fósforos, velas, hielo, fideos, chocolate, zapatos, sombreros y aserrerías; pero no es sino posterior a la instauración de la tiranía trujillista que la citada industria, adquiere un auge verdaderamente inusitado, como se puede observar en los siguientes cuadros:

Cuadro 374
Movimiento industrial no azucarero (1936-1960)
(En miles de RD\$)

Año	Estableci- mientos industriales	Inversión de capital invertido	Materias primas nacionales	Materias primas extranjeras	Deprecia- ción
1936	1066	10420	1303	1478	1042
1937	1330	10514	2960	1806	1051,4
1938	1691	13436	3761	2144	1343,6
1939	1660	13266	4238	2181	1326,6
1940	1815	14386	4311	2295	1438,6
1941	1719	13374	6107	2557	1337,4
1942	1997	14597	8200	3270	1459,7
1943	2536	16356	11568	2435	1635,6
1944	2905	17852	12816	5040	1785,2
1945	2596	18416	16046	6269	1841,6
1946	2988	22563	17169	8241	2256,3
1947	2975	29636	20959	10442	2963,6
1948	3013	31161	23017	9607	3116,1
1949	3121	39073	22189	9123	3907,3
1950	3398	40343	26062	9303	4034,3
1951	3509	42186	37864	11318	4218,6
1952	3622	47674	39542	11599	4767,4
1953	3513	48405	40241	11410	4840,5
1954	3400	60368	48002	12142	6036,8
1955	2899	67098	41572	15402	6709,8
1956	2890	67948	43625	14378	6794,8
1957	2867	79977	45684	16327	7997,7
1958	2888	85946	50059	17576	8594,6
1959	2839	110213	50513	19154	11021,3

1960	2411	120336	53029	17143	12033,6
------	------	--------	-------	-------	---------

Conclusión

Año	Combustibles y electricidad	Envases	Jornales y sueldos	Obreros y empleados	Valores ventas
1936	198	188	928	1979	7567
1937	268	390	1564	9032	11767
1938	297	673	1806	10354	13350
1939	318	568	1661	8404	14128
1940	354	558	1769	8955	13762
1941	438	829	1968	10224	18636
1942	557	1201	2226	11910	23453
1943	716	1505	2692	13908	29137
1944	892	1481	3429	17214	36699
1945	830	1994	3972	16182	40849
1946	923	2018	4970	15492	50589
1947	1785	3220	5929	15475	60155
1948	2044	2494	7347	15215	70078
1949	1981	2853	6769	13972	63717
1950	1888	2740	7256	13998	73961
1951	1744	3794	8032	15997	92593
1952	2481	4089	8879	16475	102611
1953	2575	3539	9174	17201	104036
1954	2980	3778	9601	18026	115341
1955	3050	3589	9985	19388	112570
1956	4268	4498	12663	20075	123504
1957	6226	5548	13949	21302	139939
1958	6400	6590	14853	22762	150748
1959	7638	6564	17265	24913	167441
1960	6754	7066	17996	24718	164479

Fuente: Elaborado por Manuel Linares. Anuario Estadístico de la República Dominicana, 1936-1954 y Estadística Industrial de la República Dominicana, 1955-1960. Libro *Capitalismo y dictadura* de Roberto Cassá.

Del año 1936 al 1960, este sector experimentó una expansión espectacular. El número de establecimientos industriales, no azucareros, aumentó en 126%, la inversión de capital en 1,054.8%, las materias primas en 2,423.27%, combustibles y electricidad en 3,311.11%, envases en 3,658.51%, jornales y sueldos en 1,839.22%, el número de obreros y empleados en 1,149% y las ventas en 2,073.6%. Dada la importancia de estos datos es conveniente que nos detengamos a analizarlos de una manera más exhaustiva. Empecemos.

La cantidad de establecimientos industriales que se iban constituyendo, mostró una tendencia ascendente, en forma ininterrumpida. Del año 1936 al 1943, se incrementa en 137.89%, sin embargo su crecimiento anual, en el período 1936-1939, es menos impetuoso, e incluso en el 1939 el crecimiento fue negativo.

El lapso 1936-1939, es un período, durante el cual, se mantiene la depresión económica que afectaba al mundo capitalista, desde el 1929, reflejándose con particular rigor en la economía dominicana; e igualmente el ajuste económico, a que la dictadura había sometido el país, aún se sentía con mucha fuerza. Mas, el desarrollo de la segunda guerra mundial imperialista, 1939-1945, al dificultar la importación de bienes manufacturados, compele a intensificar el proceso de industrialización sustitutiva; ya para el año 1943, por primera vez, la cantidad de establecimientos industriales pasa la barrera de 2,000. En el 1945, concluye la guerra, la economía mundial capitalista se reanima. La industrialización sustitutiva dominicana adquiere nuevos impulsos y en el 1948, ya se habían constituido más de 3,000 establecimientos industriales. La inversión de capital, sigue la misma trayectoria de la cantidad de establecimientos industriales, pero se veía mucho más clara, después de la segunda guerra mundial, concretamente en el 1946, cuando el valor de esta variable crece más de un 100%, desde entonces fue experimentando saltos espectaculares hasta el 1960. Al inicio del decenio de los cincuenta, específicamente en el 1952, el número de establecimientos industriales alcanza un pico, el más alto en todo el período 1936-1960, equivalente a 3,622, como resultado del inicio de un potente proceso expansivo de la economía, en el lapso 1950-1958. Desde aquél pico, en el 1952, en los años subsiguientes, el número de establecimientos va descendiendo, por lo que del 1952 al 1960 baja en 33.43%. Este descenso tuvo su explicación en la intensificación del proceso de centralización de capitales que acaece en el decenio de los cincuenta, pues mientras el número de establecimientos disminuía, la inversión de capital aumentaba; así, el coeficiente inversión/establecimientos industriales, del 1952 al 1960, pasó de 13.16 a 49.91, incrementándose en 279.26%. De hecho, se hizo presente la ruina de 1,211 pequeñas empresas industriales. El valor de las ventas no conoció años de descensos graves, marca una trayectoria completamente ascendente en todo el período 1936-1960. Este comportamiento viene explicado por la ampliación del mercado interior, el aumento de la población urbana y por el carácter cerrado de la economía dominicana, en aquél momento histórico, que compelmía a la población a comprar los bienes manufacturados, de procedencia criolla, en desmedro del producto extranjero sometido a elevados aranceles.

6.13.2 Cálculo de la masa de ganancia en la industria no azucarera

Cuadro 375
Masa de ganancia en el sector industrial no azucarero (1936-1960)

Año	Costos de producción*	Valor de las ventas	Masa de ganancia
1936	5137	7567	2430
1937	8039,4	11767	3727,6
1938	10024,6	13350	3325,4
1939	10292,6	14128	3835,4
1940	10725,6	13762	3036,4
1941	13236,4	18636	5399,6
1942	16913,7	23453	6539,3
1943	20551,6	29137	8585,4
1944	25443,2	36699	11255,8
1945	30952,6	40849	9896,4
1946	35577,3	50589	15011,7

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1947	43515,385	60155	16639,615
1948	45583,144	70078	24494,856
1949	44843,281	63717	18873,719
1950	49397,188	73961	24563,812
1951	65228,344	92593	27364,656
1952	68878,881	102611	33732,119
1953	69207,075	104036	34828,925
1954	79562,78	115341	35778,22
1955	77260,85	112570	35309,15
1956	81963,068	123504	41540,932
1957	89511,926	139939	50427,074
1958	97679	150748	53069
1959	104524,938	167441	62916,062
1960	107274,354	164479	57204,646

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

***Incluye insumo productivo+sueldos+depreciación.**

Una economía, como la industrial no azucarera, en la República Dominicana, con un impulso de las ventas, como el presentado, aseguraba sin ningún género de dudas, una masa creciente de ganancias, en el período 1936-1960. Del 1936 al 1946, la ganancia industrial se multiplicó por 6, del 1946 al 1956 por 2.77 y del 1957 al 1960, se incrementó en 13%. La tendencia creciente de la ganancia estuvo influida, no sólo por las condiciones monopólicas del mercado industrial dominicano, sino también por un crecimiento menos impetuoso del sueldo obrero per cápita. La media de crecimiento de éste fue de 3.8%, en cambio de aquélla fue de 16.51%, lo que pone de manifiesto que hubo una intensificación de la extracción de plusvalía al proletariado industrial, de parte de los capitalistas industriales.

6.14 Econometría-matemática de la inversión y la formación de capital en la industria no azucarera

Tal como hicimos en ocasión de estudiar la inversión y la formación de capital, en la industria manufacturera dominicana, partiremos de las siguientes informaciones:

Cuadro 376
Inversión bruta e inversión neta en la industria no azucarera (1936-1960)
(Millones de RD\$)

Año	Inversión bruta (Ib)	Depreciación (D)	Inversión neta (In)
1936	10420	1042	9378
1937	10514	1051,4	9462,6
1938	13436	1343,6	12092,4
1939	13266	1326,6	11939,4
1940	14386	1438,6	12947,4
1941	13374	1337,4	12036,6
1942	14597	1459,7	13137,3
1943	16356	1635,6	14720,4
1944	17852	1785,2	16066,8

1945	18416	1841,6	16574,4
1946	22563	2256,3	20306,7
1947	29636	2963,6	26672,4
1948	31161	3116,1	28044,9
1949	39073	3907,3	35165,7
1950	40343	4034,3	36308,7
1951	42186	4218,6	37967,4
1952	47674	4767,4	42906,6
1953	48405	4840,5	43564,5
1954	60368	6036,8	54331,2
1955	67098	6709,8	60388,2
1956	67948	6794,8	61153,2
1957	79977	7997,7	71979,3
1958	85946	8594,6	77351,4
1959	110213	11021,3	99191,7
1960	120336	12033,6	108302,4

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Procedamos a estimar un modelo econométrico, en el que se asocia la I_n , del sector industrial no azucarero, con la variable tiempo; se procura estudiar cómo influye el tiempo sobre la formación de capital. Suponemos que $I_n = f(t)$, es decir, se concibe que la inversión neta es una función de la variable tiempo. De modo que el modelo a estimar sería este: $I_n = \alpha + \beta t + \mu$, donde:

I_n = inversión neta

α = intercepto

β = coeficiente de la tangente de la recta

t = variable tiempo

μ = perturbación estocástica

Este modelo será estimado mediante el método de los mínimos cuadrados, partiendo de las informaciones contenidas en el cuadro siguiente:

Cuadro 377
Inversión neta en la industria no azucarera (1936-1960)

Año	Variable dependiente: inversión neta (I_n)	Variable independiente: tiempo (t)
1936	9378	1
1937	9462,6	2
1938	12092,4	3
1939	11939,4	4
1940	12947,4	5
1941	12036,6	6
1942	13137,3	7
1943	14720,4	8
1944	16066,8	9

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1945	16574,4	10
1946	20306,7	11
1947	26672,4	12
1948	28044,9	13
1949	35165,7	14
1950	36308,7	15
1951	37967,4	16
1952	42906,6	17
1953	43564,5	18
1954	54331,2	19
1955	60388,2	20
1956	61153,2	21
1957	71979,3	22
1958	77351,4	23
1959	99191,7	24
1960	108302,4	25

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Ecuación lineal	In= -9666,306 + 3611,222t
Error estándar	ee= (4483,886) (301,619)
Valores t	t= (-2,156) (11,973)
Valores p	p= (,042) (0.000)
Coefficiente de determinación	r ² = 0.862
Coefficiente de correlación de Pearson	r= 0.928
Grados de libertad	g de l= 23
Test de la F de Fisher	F _{1,23} = 143
Durbin Watson	DW= 0,124

Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 3,611.222 mide la pendiente de la recta, indica que dentro de un intervalo muestral de t entre 1 y 25, a medida que t se incrementa en un año, el incremento estimado en la inversión neta es de 3,611. El coeficiente = -9,666, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre la inversión neta de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de r²= 0.862 significa que cerca del 86% de la variación en la inversión está explicado por el factor tiempo. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.928 muestra que las dos variables, inversión neta y tiempo, poseen una correlación positiva elevada.

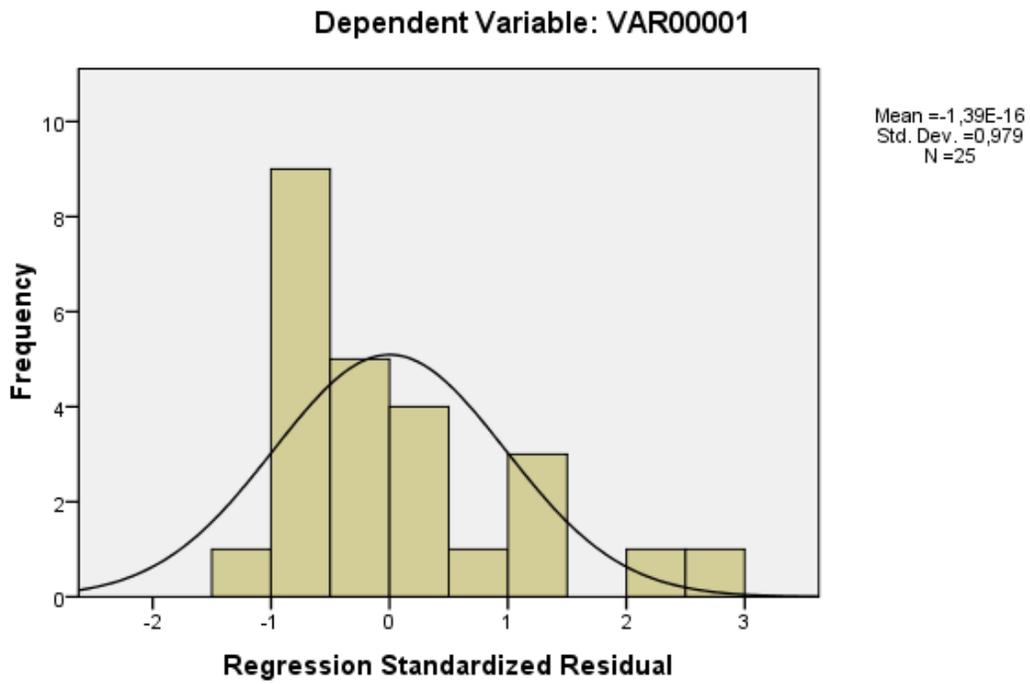
En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 23 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a -2,156 es 0,042 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 11,973 es 0.000. En el primer caso, bajo la

hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a $-2,156$ es $0,042$; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es de 420 por cada 10,000 casos, que es aceptable; de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional no es igual a cero (0); es rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a $11,973$ es $0,000$. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es prácticamente cero (0), de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

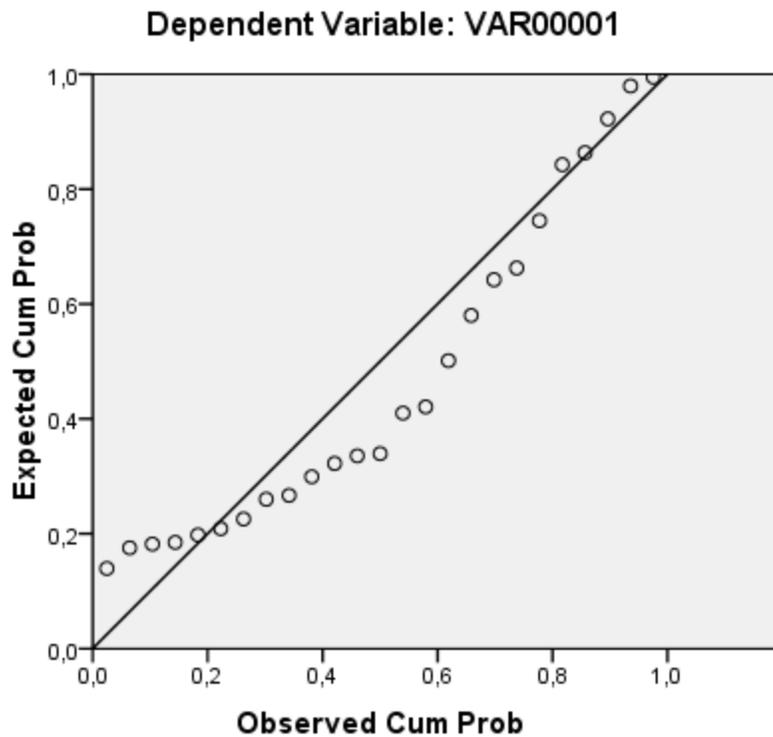
La razón de varianzas, F , para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 23 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,23} = 4,28$, obviamente inferior a la obtenida, 143, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (0.124) se encuentra alejado de 2, lo que indica que hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre la inversión neta de la industria no azucarera y el factor tiempo, pues el término de perturbación estocástica, μ , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. Igualmente se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, μ , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciera a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra μ , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores de la inversión neta, tanto efectivos como estimados y los valores de μ , así como su correspondiente gráfica.

Cuadro 378

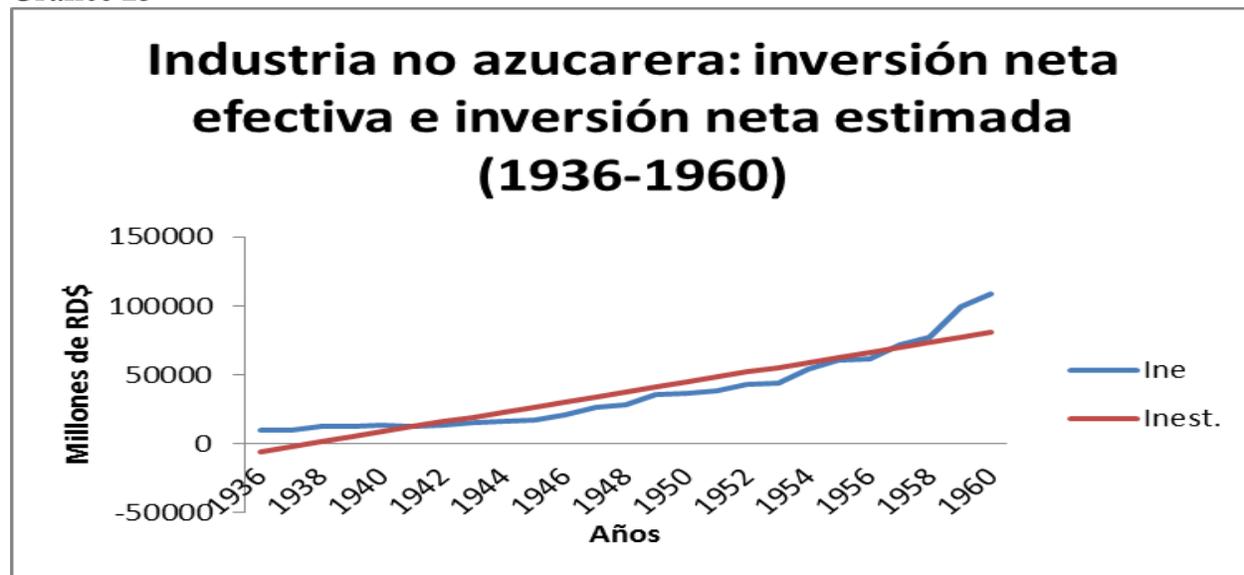
Industria no azucarera: inversión neta efectiva, inversión neta estimada y valores residuales (1936-1960)

Año	Inversión neta efectiva (Ine)	Inversión estimada (Inest.)	Valores de μ
1936	9378,00	-6055,08	15433,08
1937	9462,60	-2443,86	11906,46
1938	12092,40	1167,36	10925,04
1939	11939,40	4778,58	7160,82
1940	12947,40	8389,81	4557,59
1941	12036,60	12001,03	35,57
1942	13137,30	15612,25	-2474,95
1943	14720,40	19223,47	-4503,07
1944	16066,80	22834,69	-6767,89
1945	16574,40	26445,92	-9871,52
1946	20306,70	30057,14	-9750,44

1947	26672,40	33668,36	-6995,96
1948	28044,90	37279,58	-9234,68
1949	35165,70	40890,81	-5725,11
1950	36308,70	44502,03	-8193,33
1951	37967,40	48113,25	-10145,85
1952	42906,60	51724,47	-8817,87
1953	43564,50	55335,70	-11771,20
1954	54331,20	58946,92	-4615,72
1955	60388,20	62558,14	-2169,94
1956	61153,20	66169,36	-5016,16
1957	71979,30	69780,58	2198,72
1958	77351,40	73391,81	3959,59
1959	99191,70	77003,03	22188,67
1960	108302,40	80614,25	27688,15

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 23



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, el factor tiempo (variable independiente), durante el período 1936-1960, ejerció influencia en la explicación de los valores asumidos por la In (variable dependiente), en un 86%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, el coeficiente, relacionado a la constante, es significativo e igualmente el de la pendiente de la recta de regresión; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

Como ya pudimos estimar, a través de la regresión lineal, la ecuación de la inversión neta de la industria no azucarera, equivalente a $In(t) = In = -9666,306 + 3611,222t$, procederemos de inmediato, a calcular, primero, la trayectoria temporal de la formación de capital y segundo, nuestro objeto, la magnitud del capital acumulado, en el período 1936-1960, en la industria no azucarera.

Seguimos con Chiang. Supongamos que el flujo de inversión neta lo describe la ecuación $In(t) = 1,607E7 + 7,830,805t$ y que el capital inicial para el instante $t = 0$, es $K(0)$. ¿Cuál es la trayectoria de tiempo del capital K ? al integrar $In(t)$ respecto a t , tenemos:

$$\begin{aligned} K(t) &= \int In(t) dt = \\ &= \int (-9666,306 + 3611,222t) dt = \\ &= -\int 9666,306 dt + \int 3611,222t dt = \\ &= -9666,306 \int dt + 3611,222 \int t dt = \\ &= -9666,306 \int dt + 3611,222 \int t dt = \\ &= -9666,306t + 3611,222(1/2)t^2 + c \end{aligned}$$

Si hacemos $t = 0$, tendremos:

$$K(0) = -9666,306(0) + 3611,222(1/2)(0)^2 + c = 0$$

Por tanto, la trayectoria de tiempo de K es

$$K(t) = -9666,306t + 3611,222(1/2)t^2 + K(0).$$

Para calcular la cantidad de formación de capital, tenemos que recurrir al concepto de integral definida.

Habida cuenta que $\int In(t) = K(t)$, podemos escribir la integral definida del modo siguiente:

$$\int_a^b In(t) dt = K(t) \Big|_a^b = K(b) - K(a)$$

como deseamos calcular la formación de capital, desde el año 1936 al año 1960, modificaremos la ecuación anterior y tendremos.

$$K(t) = K(0) + \int_0^t In(t) dt$$

Así la cantidad de K para cualquier instante t es el capital inicial (año 1936) más la acumulación total de capital que se ha dado desde entonces, hasta el año 1960.¹⁷ Procedamos.

$$\begin{aligned} \int_0^{25} In(t) dt &= \\ K(0) + [-9666,306t + 3611,222(1/2)t^2]_0^{25} &= \\ K(0) + K(25) - K(0) &= \\ 9378,00 + [-9666,306(25) - [-9666,306(0) + 3611,222(1/2)(25)^2 - 3611,222(1/2)(0)^2] &= \quad 9378 + (- \\ 241657.65) + (1128506.875) &= \text{RD\$}896,227.22 \end{aligned}$$

¹⁷ Véase la obra de Chiang, *Métodos fundamentales de economía matemática*, pp. 465-467.

Recordemos que las cifras de la industria no azucarera están expresadas en miles de pesos dominicanos, por tanto, no estamos hablando de RD\$896,227.22 en formación de capital, sino de 896 millones de pesos dominicanos, en formación de capital, en la industria no azucarera, en el período 1936-1960. ¿Hubo o no formación de capital en la industria no azucarera? ¡Responda usted mismo amigo lector!

ahora bien, el uso del cálculo integral, para cuantificar la formación de capital, en la industria manufacturera dominicana, en la industria no azucarera y en la industria azucarera, o en su defecto, la simple sumatoria de la inversión neta, a lo largo del período estudiado, la cual arroja resultados análogos, poseen un fallo fundamental. ¿Cuál? Colocan la formación de capital, en la industria capitalista, como parte del esfuerzo y laboriosidad del empresario burgués, completamente ajena a la naturaleza explotadora del capitalismo. Sistema que extrae, de manera incesante, plusvalía al obrero, convirtiendo una parte de ella en inversión para dar lugar a la formación de capital. De modo que en la elegancia del cálculo integral, a los fines de indagar la cuantía de la formación de capital, se esconde la grosera explotación obrera por el capital.

6.15 Cálculo de la masa de plusvalía extraída al proletariado en el sector industrial no azucarero

Ahora pasamos a cuantificar el valor anual de la extracción de plusvalía al proletariado industrial no azucarero, en el período 1936-1960, bajo la misma metodología usada en el epígrafe “Extracción de plusvalía al proletariado industrial”.

Cuadro 379
Movimiento industrial no azucarero (1936-1960)
(En miles de RD\$)

Año	Inversión de capital (IC)	Tasa de depreciación (%)	Depreciación del capital fijo (D)	Insumos productivos (IP)
1936	10420	0,10	1042	4209,00
1937	10514	0,10	1051,4	6475,40
1938	13436	0,10	1343,6	8218,60
1939	13266	0,10	1326,6	8631,60
1940	14386	0,10	1438,6	8956,60
1941	13374	0,10	1337,4	11268,40
1942	14597	0,10	1459,7	14687,70
1943	16356	0,10	1635,6	17859,60
1944	17852	0,10	1785,2	22014,20
1945	18416	0,10	1841,6	26980,60
1946	22563	0,10	2256,3	30607,30
1947	29636	0,10	2963,6	37586,39
1948	31161	0,10	3116,1	38236,14
1949	39073	0,10	3907,3	38074,28
1950	40343	0,10	4034,3	42141,19
1951	42186	0,10	4218,6	57196,34
1952	47674	0,10	4767,4	59999,88

Linares

1953	48405	0,10	4840,5	60033,08
1954	60368	0,10	6036,8	69961,78
1955	67098	0,10	6709,8	67275,85
1956	67948	0,10	6794,8	69300,07
1957	79977	0,10	7997,7	75562,93
1958	85946	0,10	8594,6	82826,00
1959	110213	0,10	11021,3	87259,94
1960	120336	0,10	12033,6	89278,35

Continuación

Año	Capital constante (c)	Capital variable (v)	Composición orgánica del capital (k)	Ventas (V)
1936	4209,00	928	4,54	7567
1937	6475,40	1564	4,14	11767
1938	8218,60	1806	4,55	13350
1939	8631,60	1661	5,20	14128
1940	8956,60	1769	5,06	13762
1941	11268,40	1968	5,73	18636
1942	14687,70	2226	6,60	23453
1943	17859,60	2692	6,63	29137
1944	22014,20	3429	6,42	36699
1945	26980,60	3972	6,79	40849
1946	30607,30	4970	6,16	50589
1947	37586,39	5929	6,34	60155
1948	38236,14	7347	5,20	70078
1949	38074,28	6769	5,62	63717
1950	42141,19	7256	5,81	73961
1951	57196,34	8032	7,12	92593
1952	59999,88	8879	6,76	102611
1953	60033,08	9174	6,54	104036
1954	69961,78	9601	7,29	115341
1955	67275,85	9985	6,74	112570
1956	69300,07	12663	5,47	123504
1957	75562,93	13949	5,42	139939
1958	82826,00	14853	5,58	150748
1959	87259,94	17265	5,05	167441
1960	89278,35	17996	4,96	164479

Conclusión

Año	Plusvalía (p)	Cuota de plusvalía (p')	Cuota de ganancia (g')
1936	2430,00	261,85	47,30
1937	3727,60	238,34	46,37
1938	3325,40	184,13	33,17

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1939	3835,40	230,91	37,26
1940	3036,40	171,64	28,31
1941	5399,60	274,37	40,79
1942	6539,30	293,77	38,66
1943	8585,40	318,92	41,77
1944	11255,80	328,25	44,24
1945	9896,40	249,15	31,97
1946	15011,70	302,05	42,19
1947	16639,62	280,65	38,24
1948	24494,86	333,40	53,74
1949	18873,72	278,83	42,09
1950	24563,81	338,53	49,73
1951	27364,66	340,70	41,95
1952	33732,12	379,91	48,97
1953	34828,93	379,65	50,33
1954	35778,22	372,65	44,97
1955	35309,15	353,62	45,70
1956	41540,93	328,05	50,68
1957	50427,07	361,51	56,34
1958	53069,00	357,29	54,33
1959	62916,06	364,41	60,19
1960	57204,65	317,87	53,33

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares con datos del Anuario Estadístico de la República Dominicana, 1936-1954 y Estadística Industrial de la República Dominicana, 1955-1960 y el libro *Capitalismo y dictadura* de Roberto Cassá.

La primera columna contiene la inversión de capital en el sector industrial no azucarero. La segunda, la tasa de depreciación anual del capital fijo. La tercera la cuantía de dicha depreciación, como producto de la inversión de capital por 0.10. La cuarta, contiene el gasto en materias primas, combustible, lubricante y energía eléctrica. La quinta, contiene valores que surgen de sumar los poseídos por las columnas tres y cuarta. La sexta, sueldos y jornales recibidos por los trabajadores. La séptima, es el cociente que resulta de dividir los valores del capital constante entre el capital variable. La octava, contiene los valores de las ventas. La novena, la plusvalía que resulta de restarle a las ventas, la adición del capital constante y el capital variable. La última columna no es sino el cociente, multiplicado por 100, que resulta de la dividir la plusvalía entre el capital variable. Finalmente la cuota de ganancia (g'), es el cociente que resulta de dividir la plusvalía entre la suma del capital constante y el capital variable y luego multiplicamos por 100.

Estas fueron las fórmulas utilizadas:

Depreciación (D)= CI*0.10

Capital constante (c)= D+IP

Composición orgánica del capital (k)= c/v

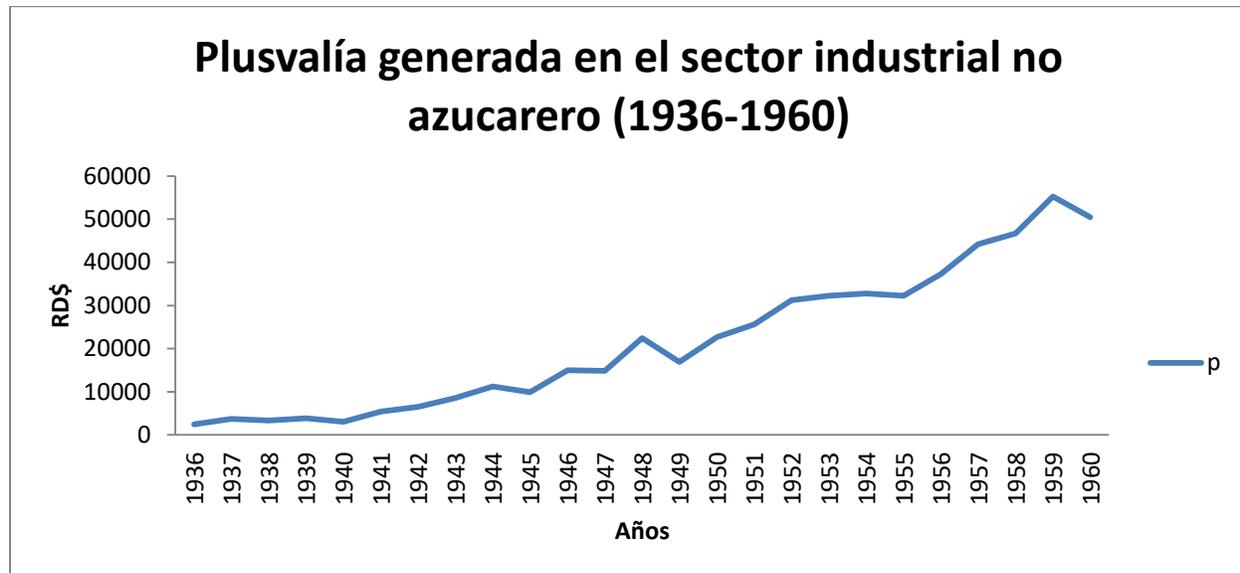
Plusvalía (p)= vp-(c+v)

Cuota de plusvalía (p')= (p/v)(100)

Cuota de ganancia (g')= $p/(c+v)(100)$.

La masa de plusvalía extraída al proletariado industrial no azucarero, por los capitalistas nacionales y extranjeros, en el período 1936-1960, fue de RD\$589,785,786.00 y la tasa de plusvalía mostró una tendencia creciente. El desarrollo del sector descansó en una incesante explotación obrera, lo que desmiente el argumento de la economía burguesa dominicana que intenta explicarlo a partir del “espíritu emprendedor empresarial industrial dominicano”.

Gráfico 24



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

6.16 Econometría-matemática de la plusvalía engendrada en el sector industrial no azucarero

La plusvalía, engendrada en la industria no azucarera, puede ser sometida a estudios econométrico-matemáticos, tal como lo hicimos cuando estudiamos el sector industrial manufacturero en su conjunto.

6.16.1 Comprobación de las leyes marxistas sobre la plusvalía en el sector industrial no azucarero

Hagamos los cálculos de lugar sobre las leyes marxistas sobre la plusvalía, en el sector industrial no azucarero.

- 1) $p' = f(p, v)$
- 2) $p' = (p/v)$
- 3) $p = p' \cdot v$

La tercera expresión matemática constituye la primera ley marxista sobre la plusvalía. Comprobemos esta ley con los datos estadísticos del sector industrial dominicano, en el periodo 1936-1960.

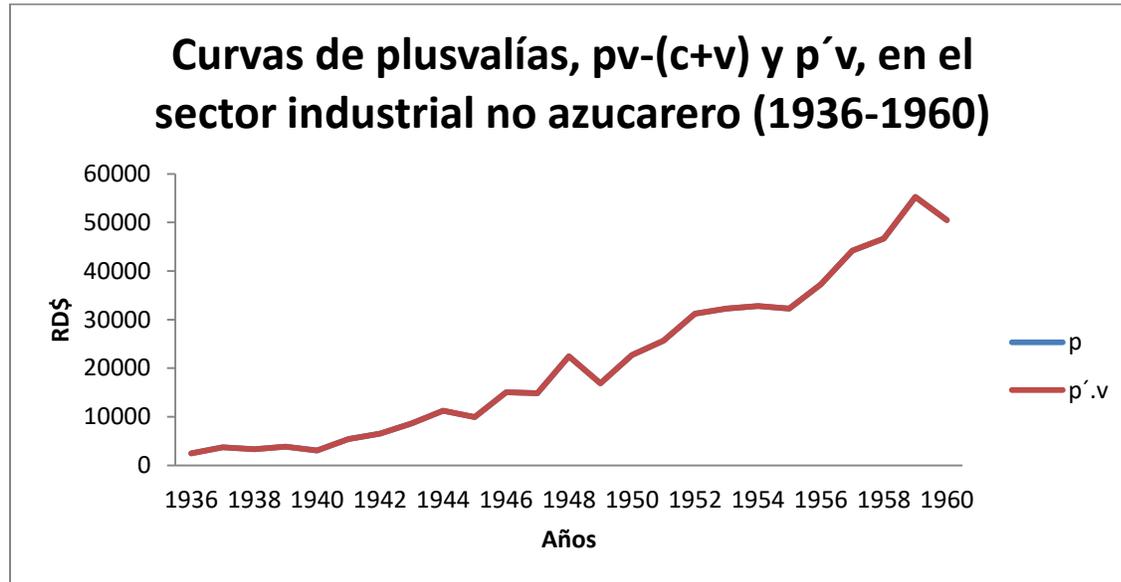
Cuadro 380
Comprobación empírica de la ley marxista, No. 1, sobre la masa de plusvalía, en el sector industrial no azucarero (1936-1960)

Año	Cuota de plusvalía (p')	Capital variable (v)	Plusvalía p= (p'.v)/100
1936	261,85	928	2429,97
1937	238,34	1564	3727,64
1938	184,13	1806	3325,39
1939	230,91	1661	3835,42
1940	171,64	1769	3036,31
1941	274,37	1968	5399,60
1942	293,77	2226	6539,32
1943	318,92	2692	8585,33
1944	328,25	3429	11255,69
1945	249,15	3972	9896,24
1946	302,05	4970	15011,89
1947	250,57	5929	14856,30
1948	305,61	7347	22453,17
1949	249,59	6769	16894,75
1950	312,54	7256	22677,90
1951	319,00	8032	25622,08
1952	351,99	8879	31253,19
1953	351,61	9174	32256,70
1954	341,64	9601	32800,86
1955	323,11	9985	32262,53
1956	294,38	12663	37277,34
1957	316,92	13949	44207,17
1958	314,25	14853	46675,55
1959	320,22	17265	55285,98
1960	280,38	17996	50457,18

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Advierta, amigo lector, que la masa de plusvalía, engendrada en el sector industrial no azucarero, calculada en base a ley No,1 de Marx, sobre la plusvalía, arrojó resultados muy similares a la calculada con la vieja fórmula $p = vp - c - v$, es decir, la plusvalía es igual al valor del producto menos la sumatoria del capital constante y el capital variable. Observe el siguiente gráfico, en el que ambas curvas se confunden:

Gráfico 25



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Queda pues comprobada la primera ley marxista señalada.

Vayamos a la econometría de la primera ley marxista de la plusvalía.

6.16.2 Modelo econométrico: plusvalía función del tiempo

Primer modelo. Suponemos que $p = f(t)$. De modo que el modelo a estimar sería este: $p = \alpha + \beta t + \mu$, donde:

p = plusvalía

α = intercepto

β = coeficiente de la tangente de la recta

t = variable tiempo

μ = perturbación estocástica

Las informaciones que utilizaremos para correr el modelo son estas:

Cuadro 381
Plusvalía generada en el sector industrial no azucarero (1936-1960)

Año	Variable dependiente: plusvalía (p)	Variable independiente: tiempo (t)
1936	2430	1
1937	3728	2
1938	3325	3
1939	3835	4
1940	3036	5

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1941	5400	6
1942	6539	7
1943	8585	8
1944	11256	9
1945	9896	10
1946	15012	11
1947	14856	12
1948	22453	13
1949	16895	14
1950	22678	15
1951	25622	16
1952	31254	17
1953	32257	18
1954	32801	19
1955	32262	20
1956	37277	21
1957	44207	22
1958	46675	23
1959	55286	24
1960	50457	25

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Ecuación lineal	$p = -6706.57 + 2171.342t$
Error estándar	ee= (1681.433) (113.105)
Valores t	t= (-3.989) (19.198)
Valores p	p= (0.001) (0.000)
Coefficiente de determinación	$r^2 = 0.941$
Coefficiente de correlación de Pearson	r= 0.97
Grados de libertad	g de l= 23
Test de la F de Fisher	$F_{1,23} = 368.544$
Durbin Watson	DW= 0.77

Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 2171.342, mide la pendiente de la recta, indica que a medida que t se incrementa en un año, el incremento estimado en la plusvalía es de RD\$2,171.34. El coeficiente -67,06.57, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre la plusvalía de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de $r^2 = 0.941$ significa que cerca del 94.1% de la variación en la plusvalía está explicado por el factor tiempo. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.97 muestra que las dos variables, plusvalía y tiempo, poseen una correlación positiva muy elevada.

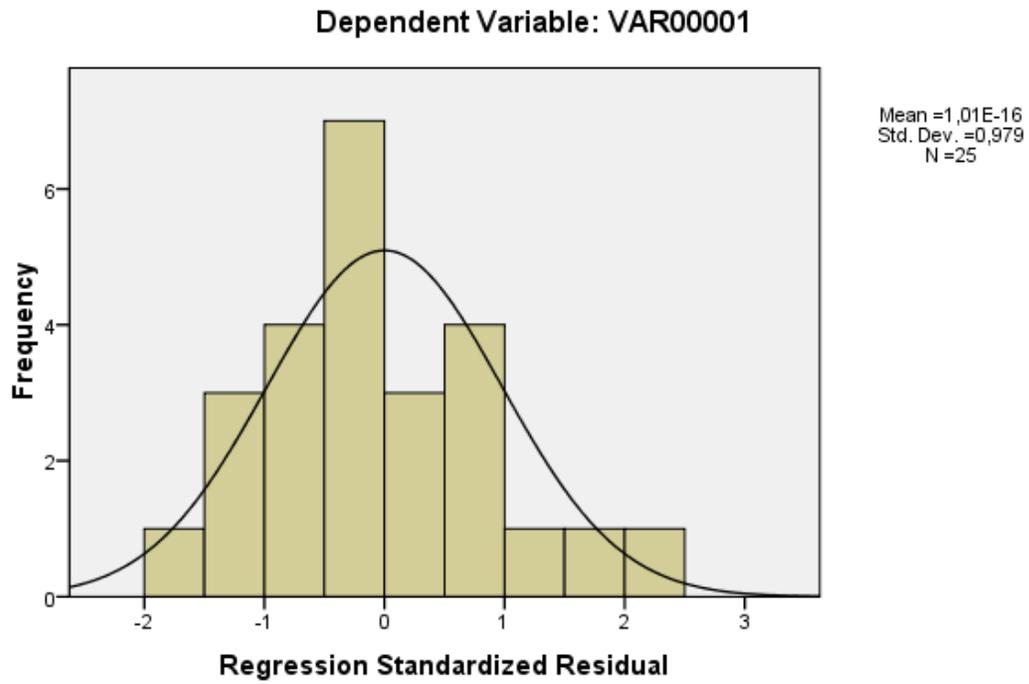
En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados bajo la hipótesis nula de

que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 23 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a -3.989 es 0.001 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 19.198 es 0.000. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a -3.989 es 0.001; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es de 10 por cada 10,000 casos, que es extremadamente baja; de aquí que podamos aseverar que el verdadero intercepto poblacional no es igual a cero (0); es rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 19.198, es 0.000. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es prácticamente cero (0), de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

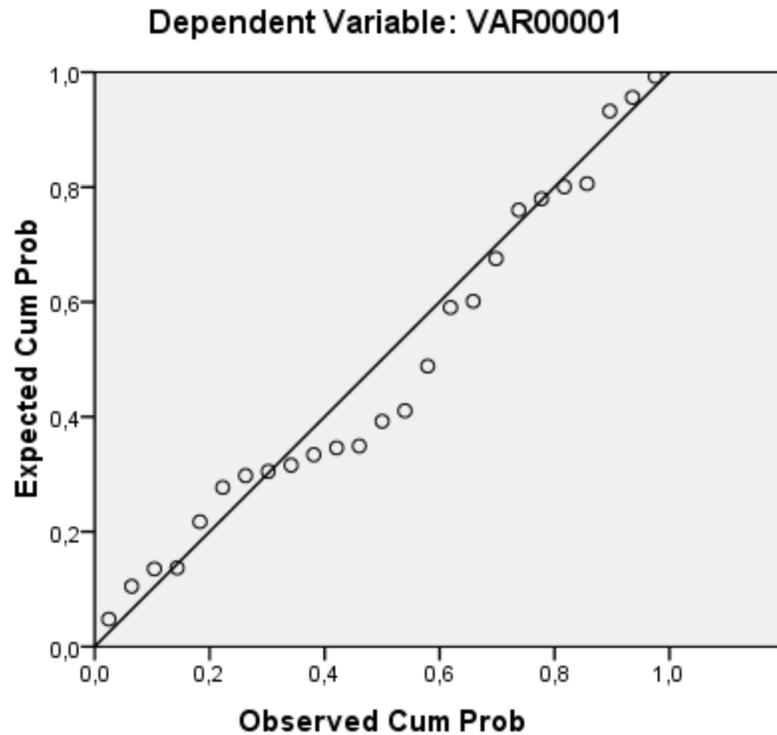
La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 23 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,23} = 4.28$, obviamente inferior a la obtenida, 368.544, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson, 0.77, no se encuentra muy cerca de 2, lo que indica que hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre la plusvalía y el factor tiempo, pues el término de perturbación estocástica, μ , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. Igualmente se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciera a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Cuadro 382

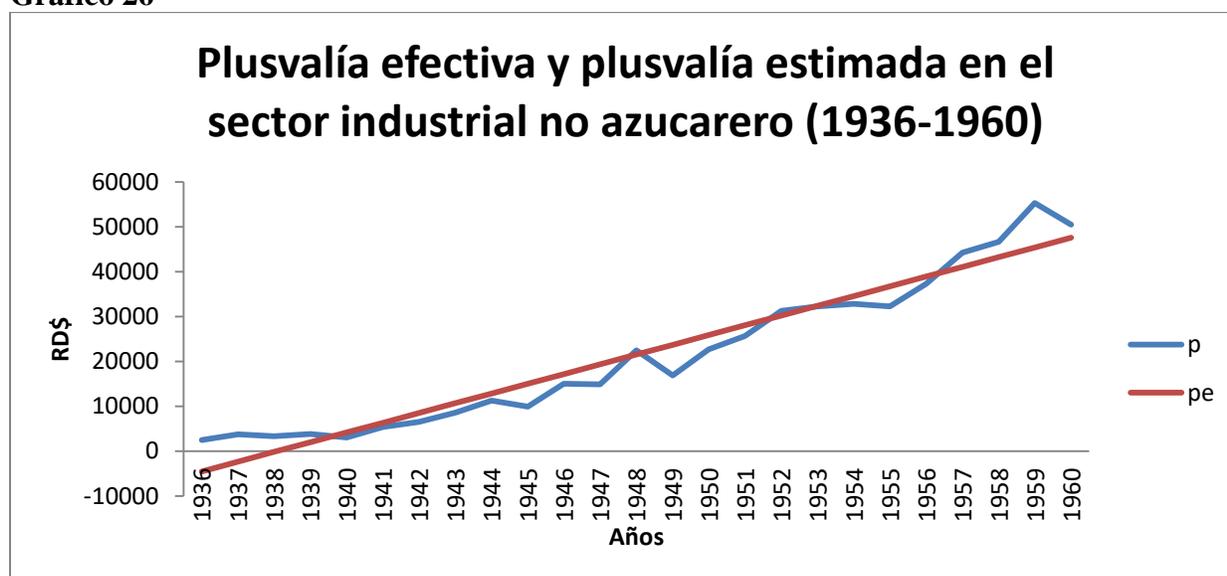
Plusvalía efectiva, plusvalía estimada, en la industria no azucarera, y valores residuales (1936-1960)

Año	Plusvalía (p)	Plusvalía estimada (pe)	Valores de μ
1936	2430,00	-4535,23	6965,23
1937	3728,00	-2363,89	6091,89
1938	3325,00	-192,54	3517,54
1939	3835,00	1978,80	1856,20
1940	3036,00	4150,14	-1114,14
1941	5400,00	6321,48	-921,48
1942	6539,00	8492,83	-1953,83
1943	8585,00	10664,17	-2079,17
1944	11256,00	12835,51	-1579,51
1945	9896,00	15006,85	-5110,85
1946	15012,00	17178,20	-2166,20
1947	14856,00	19349,54	-4493,54
1948	22453,00	21520,88	932,12
1949	16895,00	23692,22	-6797,22

1950	22678,00	25863,56	-3185,56
1951	25622,00	28034,91	-2412,91
1952	31254,00	30206,25	1047,75
1953	32257,00	32377,59	-120,59
1954	32801,00	34548,93	-1747,93
1955	32262,00	36720,28	-4458,28
1956	37277,00	38891,62	-1614,62
1957	44207,00	41062,96	3144,04
1958	46675,00	43234,30	3440,70
1959	55286,00	45405,65	9880,35
1960	50457,00	47576,99	2880,01

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 26



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, la variable independiente, tiempo, ejerció cierta influencia en la explicación de los valores asumidos por la plusvalía, en la industria no azucarera, (variable dependiente), en un 94%. Segunda, la asociación, entre la citada variable independiente y la dependiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, los coeficientes de la pendiente de la recta, son significativos, desde el punto de vista estadístico; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

II...145-182

FRAGMENTOS EXTRAÍDOS DEL LIBRO *EL CAPITALISMO DOMINICANO*, CAPÍTULO VIII (TOMO II, 1961-1978): AUGE Y REZAGO DE LA AGRICULTURA DOMINICANA.....119

En esta segunda parte, relativa al “APORTE DOMINICANO AL MARXISMO DESDE LA ECONOMETRÍA Y EL CÁLCULO DIFERENCIAL E INTEGRAL”, reproduciremos la sección B (EL REZAGO) del capítulo VIII (AUGE Y REZAGO DE LA AGRICULTURA DOMINICANA), correspondiente al Tomo II, de nuestra investigación *El capitalismo dominicano*, subperíodo 1961-2010, desde la página 145 hasta la 182, versión física. E igualmente reproduciremos la sección A (SECTOR INDUSTRIAL MANUFACTURERO), del capítulo IX (INDUSTRIA MANUFACTURERA: EXPANSIÓN Y ESTANCAMIENTO), desde la página 207 hasta la 292, versión física.

CAPÍTULO VIII

B. EL REZAGO

8.7 Estudio econométrico-matemático del PIB agropecuario

En los epígrafes de arriba expusimos, con lujo de detalles, el asunto de la diferenciación campesina y el auge de la agricultura comercial. En esta ocasión abordaremos, desde el punto de vista cuantitativo, en el largo plazo, el comportamiento de la agropecuaria dominicana, en su conjunto, inducido por la imposición y desarrollo, en su seno, del modo capitalista de producción, que refleja un claro retroceso de la participación del sector en el PIB.

El PIB agropecuario mide el valor de los bienes finales producidos, en el sector, durante un año, en base a los recursos productivos internos. Observemos su evolución histórica.

Cuadro 197
PIB real agropecuario (1961-2010)
(Millones de RD\$, precios de 1970)

Año	PIBT	PIBA	PIBA/PIBT	T.C. del PIBA
1961	704,2	177,2	25,16	-
1962	887,2	279,8	31,54	57,90
1963	1012,7	284,5	28,09	1,68
1964	1104,2	297,9	26,98	4,71
1965	956,8	276,4	28,89	-7,22
1966	1059,5	287,8	27,16	4,12
1967	1114,6	286,2	25,68	-0,56
1968	1162,2	297,3	25,58	3,88
1969	1325,4	323,3	24,39	8,75
1970	1485,5	345,1	23,23	6,74
1971	1647,0	363,6	22,08	5,36
1972	1818,2	377,6	20,77	3,85
1973	2052,7	410,1	19,98	8,61
1974	2175,9	410,2	18,85	0,02
1975	2288,9	399,9	17,47	-2,51
1976	2442,9	429,2	17,57	7,33
1977	2564,6	436,8	17,03	1,77
1978	2619,5	456,7	17,43	4,56
1979	2738,2	461,7	16,86	1,09
1980	2956,4	484,2	16,38	4,87
1981	3082,9	510,8	16,57	5,49
1982	3135,3	534,3	17,04	4,60
1983	3280,4	550,8	16,79	3,09
1984	3321,5	550,9	16,59	0,02
1985	3251,0	531,3	16,34	-3,56
1986	3365,5	528,5	15,70	-0,53

Linares

1987	3706,0	543,8	14,67	2,89
1988	3785,9	536,6	14,17	-1,32
1989	3952,5	548,7	13,88	2,25
1990	3736,9	501,6	13,42	-8,58
1991	3772,2	522,9	13,86	4,25
1992	4073,1	555,5	13,64	6,23
1993	4193,6	558,8	13,33	0,59
1994	4375,0	548,5	12,54	-1,84
1995	4579,3	577,0	12,60	5,20
1996	4907,4	629,8	12,83	9,15
1997	5307,6	650,4	12,25	3,27
1998	5702,0	657,4	11,53	1,08
1999	6166,7	714,9	11,59	8,75
2000	6644,9	754,8	11,36	5,58
2001	6910,0	816,0	11,81	8,11
2002	7206,7	836,1	11,60	2,46
2003	7175,3	811,7	11,31	-2,92
2004	-	-	-	-
2005	-	-	-	-
2006	-	-	-	-
2007	-	-	-	-
2008	-	-	-	-
2009	-	-	-	-
2010	-	-	-	-

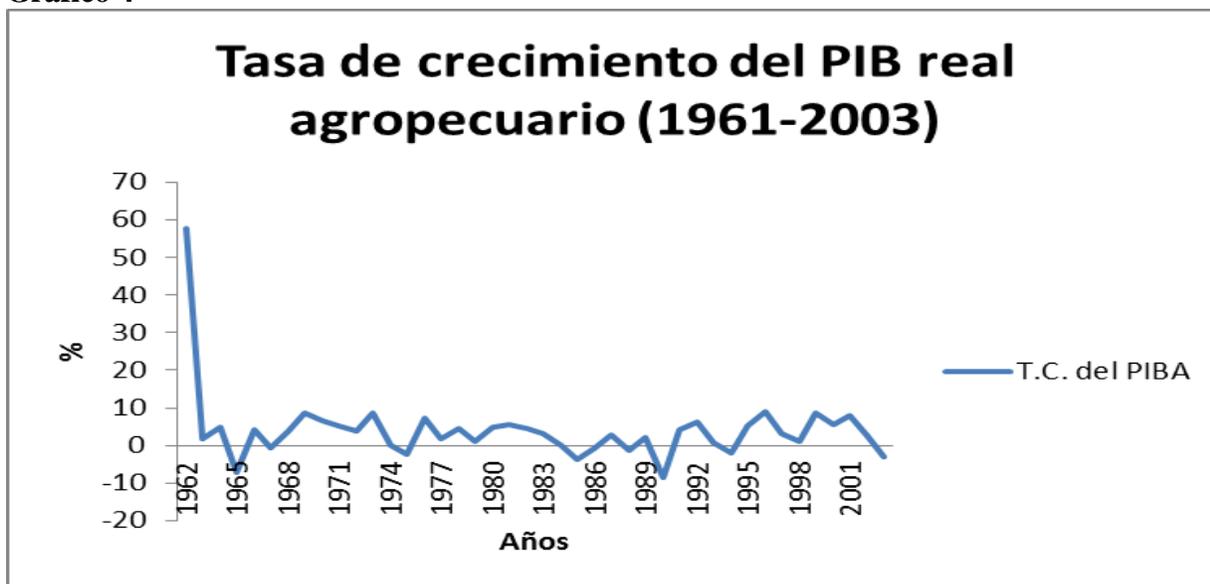
Fuente: Banco Central de la República Dominicana.

Gráfico 3



Fuente: Banco Central de la República Dominicana.

Gráfico 4



Fuente: Banco Central de la República Dominicana.

Dos características sobresalen del cuadro y los gráficos expuestos arriba. Primera, la participación del PIBA en el PIBT, ha caído raudamente. Del 1961 al 2003 perdió 14 puntos porcentuales. De hecho experimentó un desplome. Segunda, si bien es cierto que el sector traza un crecimiento sostenido, en todo el período que comienza con el ajusticiamiento de Trujillo, no menos cierto es que su tasa acumulativa, promedio anual fue de 2.65%, inferior a la del PIBT que fue de 5.23%, por tanto, presentó un evidente rezago respecto al producto agregado. Las razones de esta característica tenemos que encontrarlas, con el fin de darle una explicación científica al proceso de afianzamiento del capitalismo en la agricultura postrujillista.

Aparentemente, observando las gráficas y cuadro, expuestos arriba, si analizamos el comportamiento del PIBA, con el paso del tiempo, haciendo abstracción de las más diversas causas que lo determinan, ha de describir una relación positiva entre ambas variables (PIBA y tiempo) e indudablemente esta última variable, desempeña un rol importante en tal comportamiento. Acudamos al análisis econométrico.

8.7.1 Modelo econométrico de regresión lineal simple: PIBA función del tiempo

Vamos a ejecutar un modelo de regresión lineal simple, en el cual habrá una variable dependiente (PIBA) y una variable independiente (el tiempo). Estimaremos, con el paquete estadístico, denominado SPSS, por sus siglas en el idioma inglés, una ecuación similar a esta:

$$\text{PIBA} = \alpha + \beta T + \mu$$

Donde:

PIBA= PIB agropecuario

α = constante de la recta de regresión

β = coeficiente de la pendiente de la recta de regresión

t= tiempo

μ = término estocástico.

Los datos estadísticos a utilizar se encuentran contenidos en el siguiente cuadro:

Cuadro 198
PIB real agropecuario (1961-2003)

Año	PIBA	Tiempo
1961	177,2	1
1962	279,8	2
1963	284,5	3
1964	297,9	4
1965	276,4	5
1966	287,8	6
1967	286,2	7
1968	297,3	8
1969	323,3	9
1970	345,1	10
1971	363,6	11
1972	377,6	12
1973	410,1	13
1974	410,2	14
1975	399,9	15
1976	429,2	16
1977	436,8	17
1978	456,7	18
1979	461,7	19
1980	484,2	20
1981	510,8	21
1982	534,3	22
1983	550,8	23
1984	550,9	24
1985	531,3	25
1986	528,5	26
1987	543,8	27
1988	536,6	28
1989	548,7	29
1990	501,6	30
1991	522,9	31
1992	555,5	32
1993	558,8	33
1994	548,5	34
1995	577,0	35
1996	629,8	36
1997	650,4	37
1998	657,4	38

1999	714,9	39
2000	754,8	40
2001	816,0	41
2002	836,1	42
2003	811,7	43

Fuente: Banco Central de la República Dominicana.

Resumen del modelo

Modelo	Coefficiente	Error estándar	t	Probabilidad
Constante (α)	222.043	13.648	16.269	0.000
Pendiente de la recta (β)	12.166	0.54	22.515	0.000
Coefficiente de determinación (r^2)	0.92	-	-	-
Coefficiente de correlación	0.96	-	-	-
Grados de libertad	41	-	-	-
F de Fisher	506.947	-	-	-
Durbin Watson	0.34	-	-	-

Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 12.166, mide la pendiente de la recta, indica que dentro de un intervalo muestral de t entre 1 y 43, a medida que t se incrementa en un año, el incremento estimado en el PIBA es de 12.166. La constante 222.043, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre el PIBA de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de $r^2 = 0.92$ significa que cerca del 92% de la variación en el PIBA, está explicado por el factor tiempo, su incidencia es extremadamente alta. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.96 muestra que las dos variables, el PIB y el tiempo, poseen una correlación positiva muy elevada.

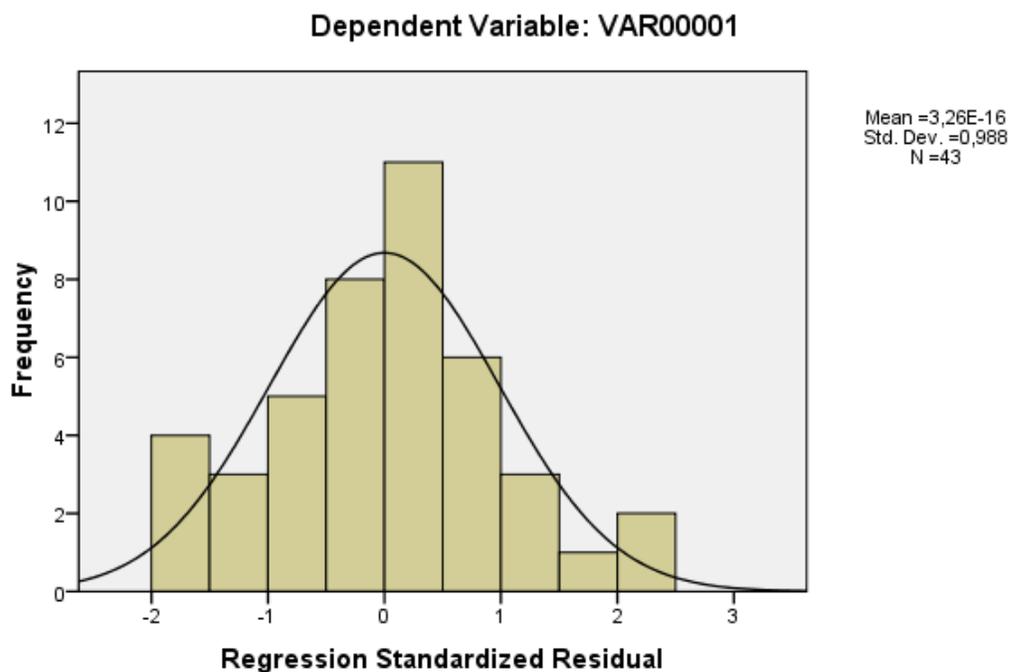
En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados la bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 41 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 16.269 es 0 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 22.515 es 0. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 16.269 es 0; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es 0 por cada 10,000 casos; de aquí que podamos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es distinto a cero (0); es rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 22.515, es 0, luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa

un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es de 0 por cada 10,000 casos, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente a cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

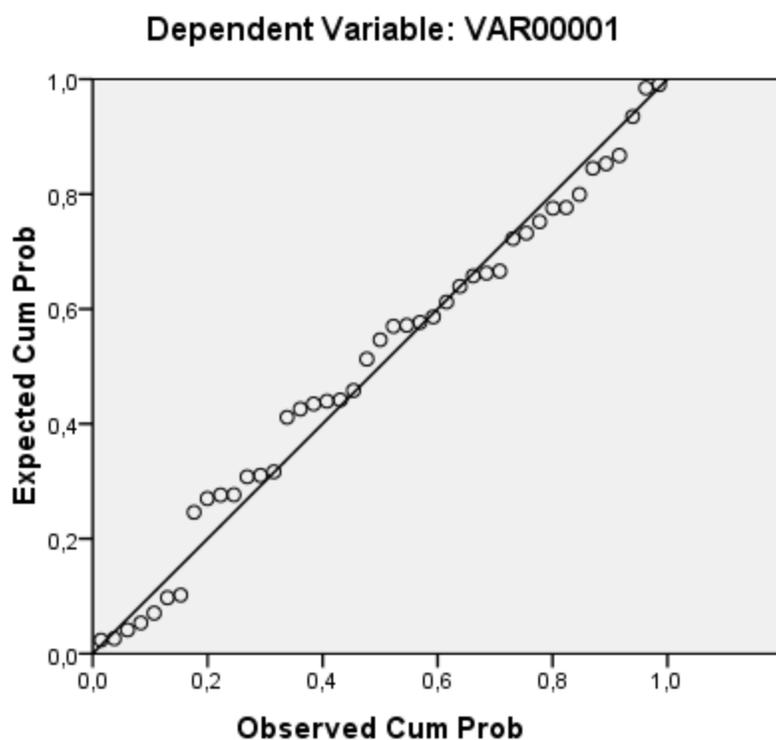
La razón de varianzas, F , para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 41 en el denominador) para un nivel de significancia de 5%, arrojó un valor de $F_{1,41} = 4.076$ inferior a la obtenida, $F = 506.947$, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (0.34) se encuentra alejado de la vecindad de 2, lo que indica que hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre el PIBA y el factor tiempo. Igualmente, el término de perturbación estocástica, μ , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. También se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciese a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores del PIBA, tanto efectivos como estimados y los valores de μ , así como su correspondiente gráfica.

Cuadro 199
PIBA real efectivo, PIB real estimado y valores residuales (1961-2003)

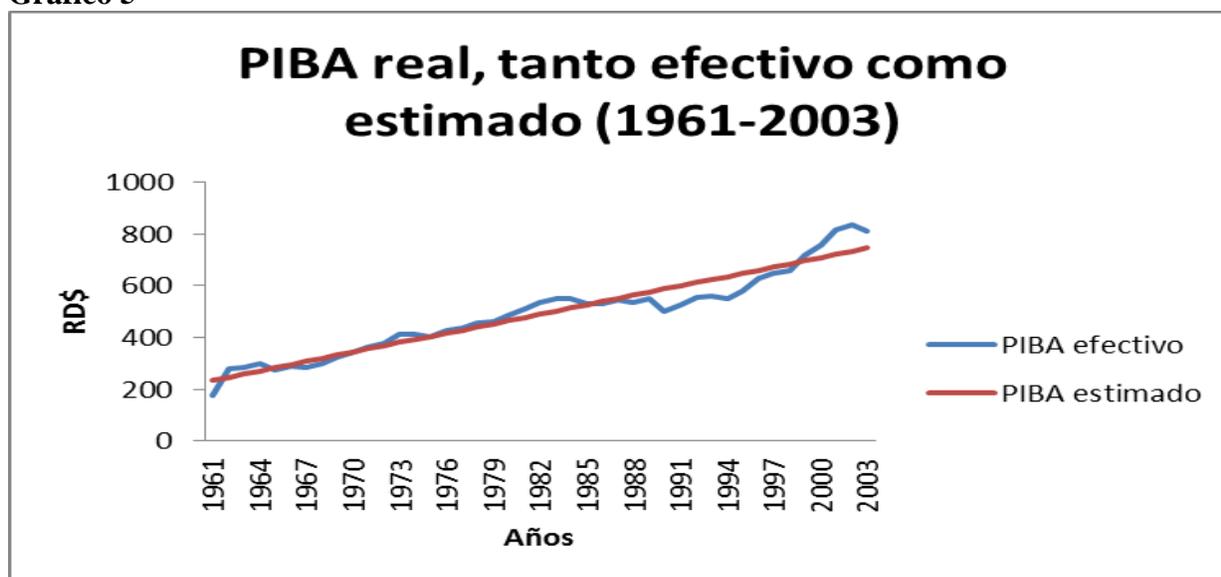
Año	PIBA real efectivo	PIBA real estimado	Valores de μ
1961	177,20	234,21	-57,00888
1962	279,80	246,37	33,42543
1963	284,50	258,54	25,95974
1964	297,90	270,71	27,19405
1965	276,40	282,87	-6,47164
1966	287,80	295,04	-7,23733
1967	286,20	307,20	-21,00302
1968	297,30	319,37	-22,06871
1969	323,30	331,53	-8,23440
1970	345,10	343,70	1,39991
1971	363,60	355,87	7,73422
1972	377,60	368,03	9,56853
1973	410,10	380,20	29,90284

Linares

1974	410,20	392,36	17,83715
1975	399,90	404,53	-4,62854
1976	429,20	416,69	12,50577
1977	436,80	428,86	7,94008
1978	456,70	441,03	15,67439
1979	461,70	453,19	8,50870
1980	484,20	465,36	18,84301
1981	510,80	477,52	33,27732
1982	534,30	489,69	44,61163
1983	550,80	501,85	48,94594
1984	550,90	514,02	36,88025
1985	531,30	526,19	5,11456
1986	528,50	538,35	-9,85113
1987	543,80	550,52	-6,71682
1988	536,60	562,68	-26,08251
1989	548,70	574,85	-26,14820
1990	501,60	587,01	-85,41389
1991	522,90	599,18	-76,27958
1992	555,50	611,35	-55,84527
1993	558,80	623,51	-64,71096
1994	548,50	635,68	-87,17665
1995	577,00	647,84	-70,84234
1996	629,80	660,01	-30,20803
1997	650,40	672,17	-21,77372
1998	657,40	684,34	-26,93941
1999	714,90	696,51	18,39490
2000	754,80	708,67	46,12921
2001	816,00	720,84	95,16352
2002	836,10	733,00	103,09783
2003	811,70	745,17	66,53214

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 5



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, el factor tiempo (variable independiente), durante el período 1961-2003, ejerció una influencia decisiva en la explicación de los valores asumidos por el PIBA real (variable dependiente), en un 92%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, los coeficientes estimados, tanto el relativo a la constante como a la pendiente de la recta de regresión, son significativos; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

Comprobado econométricamente el hecho de la íntima asociación entre el PIBA y el transcurrir del tiempo, y la determinación del primero por el segundo, nos coloca el desafío de continuar con el análisis econométrico. Como durante el período 1961-2003, el PIBA se mantuvo rezagado respecto al PIBT, es correcto verificar el vínculo econométrico entre ambos.

8.7.2 Modelo econométrico de regresión lineal simple: PIBA versus PIBT

Ejecutaremos un modelo de regresión lineal simple, en el cual habrá una variable dependiente (PIBA) y una variable independiente (PIBT). Estimaremos, con el paquete estadístico, denominado SPSS, por sus siglas en el idioma inglés, una ecuación similar a esta: $PIBAE = \alpha + \beta PIBT + \mu$, donde:

$PIBAE$ = PIB agropecuario estimado

α = constante de la recta de regresión

β = coeficiente de la pendiente de la recta de regresión

PIBT= PIB total

μ = término estocástico.

Los datos estadísticos a utilizar se encuentran contenidos en el siguiente cuadro:

Cuadro 200
PIB real agropecuario (1961-2003)

Año	PIBA	PIBT
1961	177,2	704,2
1962	279,8	887,2
1963	284,5	1012,7
1964	297,9	1104,2
1965	276,4	956,8
1966	287,8	1059,5
1967	286,2	1114,6
1968	297,3	1162,2
1969	323,3	1325,4
1970	345,1	1485,5
1971	363,6	1647,0
1972	377,6	1818,2
1973	410,1	2052,7
1974	410,2	2175,9
1975	399,9	2288,9
1976	429,2	2442,9
1977	436,8	2564,6
1978	456,7	2619,5
1979	461,7	2738,2
1980	484,2	2956,4
1981	510,8	3082,9
1982	534,3	3135,3
1983	550,8	3280,4
1984	550,9	3321,5
1985	531,3	3251,0
1986	528,5	3365,5
1987	543,8	3706,0
1988	536,6	3785,9
1989	548,7	3952,5
1990	501,6	3736,9
1991	522,9	3772,2
1992	555,5	4073,1
1993	558,8	4193,6
1994	548,5	4375,0
1995	577,0	4579,3
1996	629,8	4907,4

1997	650,4	5307,6
1998	657,4	5702,0
1999	714,9	6166,7
2000	754,8	6644,9
2001	816,0	6910,0
2002	836,1	7206,7
2003	811,7	7175,3

Fuente: Banco Central de la República Dominicana.

Resumen del modelo

Modelo	Coefficiente	Error estándar	T	Probabilidad
Constante (α)	212,515	8,885	23,919	0.000
Pendiente de la recta (β)	,085	,002	35,715	0.000
Coefficiente de determinación (r^2)	0.97	-	-	-
Coefficiente de correlación	0.98	-	-	-
Grados de libertad	41	-	-	-
F de Fisher	1,275.58	-	-	-
Durbin Watson	0.5	-	-	-

Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 0.085, mide la pendiente de la recta, indica que dentro de un intervalo muestral de PIBT entre 704,2 y 7175,3, a medida que el PIBT se incrementa, digamos en RD\$100, el incremento estimado en el PIBA es de apenas RD\$8.5, luego la relación que se da entre el PIBA y el PIBT, es extremadamente inelástica. La constante 212.515, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre el PIBA de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de $r^2 = 0.97$ significa que cerca del 97% de la variación en el PIBA, está explicado por el PIBT, su incidencia es extremadamente alta. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.98 muestra que las dos variables, el PIB y el tiempo, poseen una correlación positiva muy elevada.

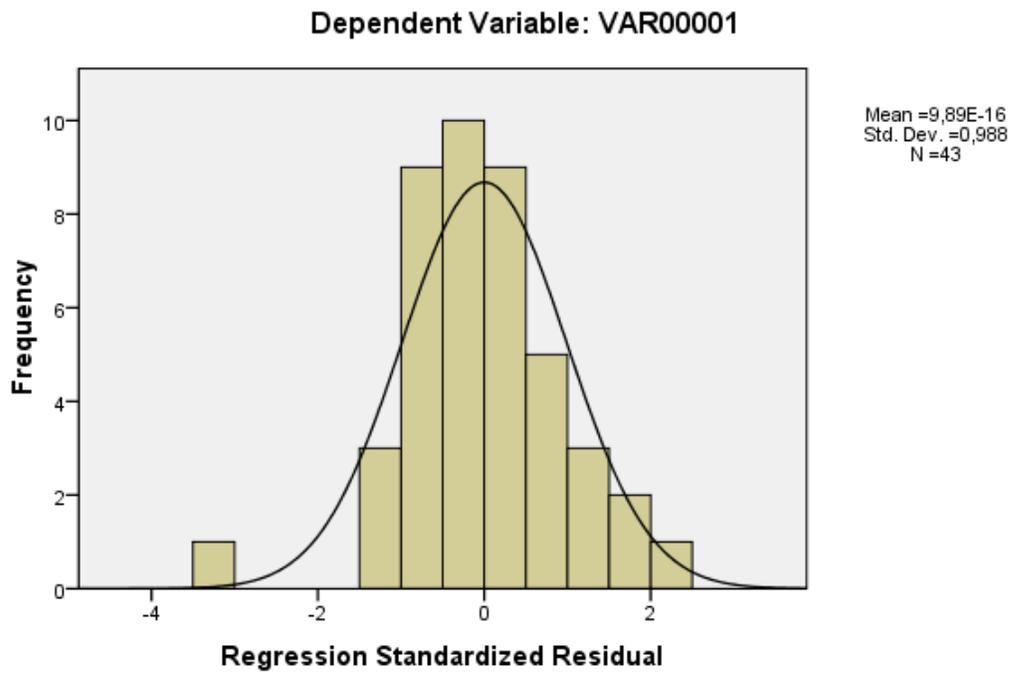
En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados la bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 41 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 23,919 es 0 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 35,715 es 0. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta

de alcanzar un valor t mayor o igual a 23,919 es 0; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es 0 por cada 10,000 casos; de aquí que podamos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es distinto a cero (0); es rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 35,715, es 0, luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es de 0 por cada 10,000 casos, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente a cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

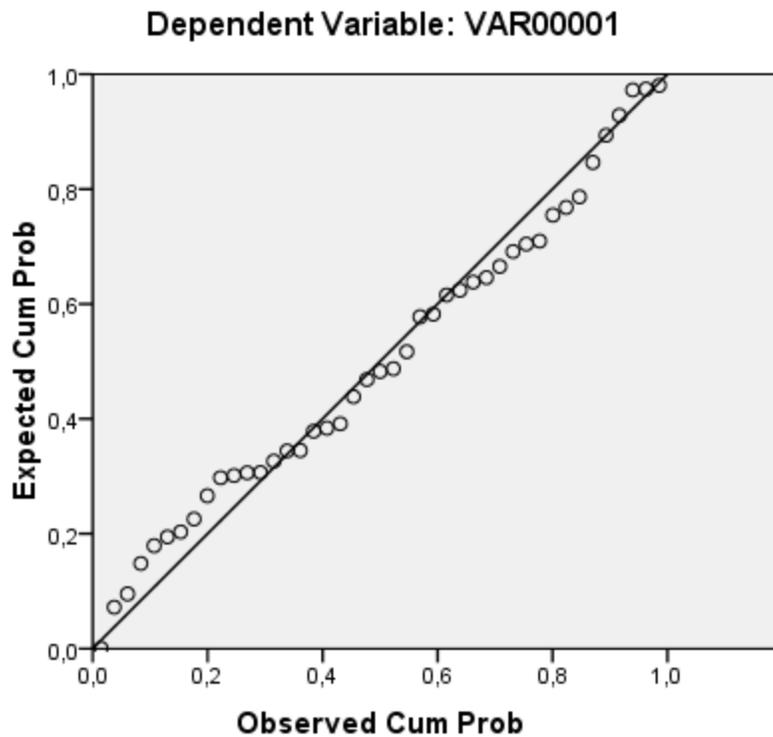
La razón de varianzas, F , para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 41 en el denominador) para un nivel de significancia de 5%, arrojó un valor de $F_{1,41} = 4.076$ inferior a la obtenida, $F = 1,275.58$, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (0.5) se encuentra alejado de la vecindad de 2, lo que indica que hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre el PIBA y el PIBT. Igualmente, el término de perturbación estocástica, μ , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. También se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciera a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores del PIBA, tanto efectivos como estimados y los valores de μ , así como su correspondiente gráfica.

Cuadro 201
PIBA real efectivo, PIB real estimado y valores residuales (1961-2003)

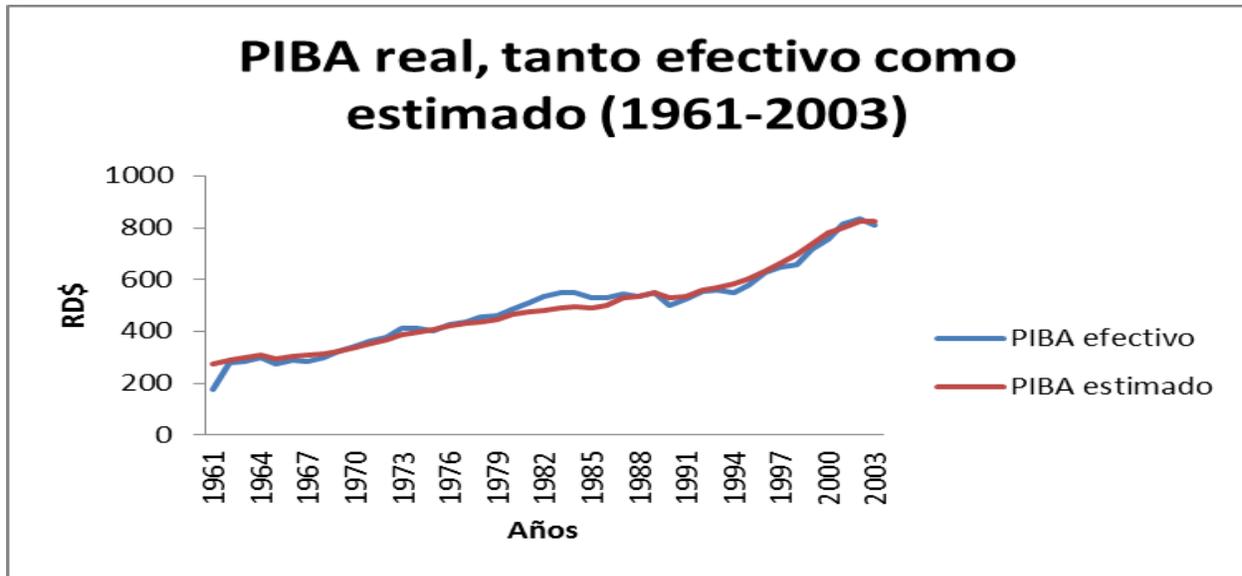
Año	PIBA real efectivo	PIBA real estimado	Valores de μ
1961	177,20	272,57	-95,37319
1962	279,80	288,18	-8,38035
1963	284,50	298,88	-14,38362
1964	297,90	306,69	-8,78719
1965	276,40	294,12	-17,71618
1966	287,80	302,88	-15,07495
1967	286,20	307,57	-21,37416
1968	297,30	311,63	-14,33372
1969	323,30	325,55	-2,25223
1970	345,10	339,21	5,89364
1971	363,60	352,98	10,62011
1972	377,60	367,58	10,01932
1973	410,10	387,58	22,51999

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1974	410,20	398,09	12,11287
1975	399,90	407,72	-7,82433
1976	429,20	420,86	8,34178
1977	436,80	431,24	5,56259
1978	456,70	435,92	20,78045
1979	461,70	446,04	15,65712
1980	484,20	464,65	19,54793
1981	510,80	475,44	35,35938
1982	534,30	479,91	54,39045
1983	550,80	492,28	58,51559
1984	550,90	495,79	55,11038
1985	531,30	489,78	41,52297
1986	528,50	499,54	28,95784
1987	543,80	528,58	15,21830
1988	536,60	535,40	1,20403
1989	548,70	549,60	-,90446
1990	501,60	531,22	-29,61701
1991	522,90	534,23	-11,32757
1992	555,50	559,89	-4,38983
1993	558,80	570,17	-11,36667
1994	548,50	585,64	-37,13737
1995	577,00	603,06	-26,06109
1996	629,80	631,04	-1,24310
1997	650,40	665,17	-14,77416
1998	657,40	698,81	-41,41056
1999	714,90	738,44	-23,54250
2000	754,80	779,23	-24,42579
2001	816,00	801,83	14,16516
2002	836,10	827,14	8,96110
2003	811,70	824,46	-12,76095

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 6



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, el PIBT (variable independiente), durante el período 1961-2003, ejerció una influencia decisiva en la explicación de los valores asumidos por el PIBA real (variable dependiente), en un 97%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente, pero de manera inelástica. Tercera, los coeficientes estimados, tanto el relativo a la constante como a la pendiente de la recta de regresión, son significativos; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

Este último modelo econométrico, que hemos corrido, diafaniza la situación. El rezago en el crecimiento del PIBA, respecto al crecimiento del PIBT, radica en la inelasticidad de la relación cambiante del PIBA frente al cambio del PIBT. Subrayamos, como lo indica el coeficiente de la pendiente: por cada 100 pesos que aumenta el PIBT, el PIBA solamente aumenta 8.5 pesos. ¡Oh, que rígida es esta relación!

Mas, no debemos quedarnos allí, puesto que es sabido que la constante de la recta de regresión delata la presencia cuantitativa de otras variables independientes que no están explicitadas en el modelo corrido. Por tanto, tenemos que avanzar en el proceso investigativo hacia el develamiento de las causas que a su vez determinan la denunciada relación inelástica entre el PIBA y el PIBT.

La Comisión Económica para América Latina (CEPAL), en su obra *Desarrollo económico y social en la República Dominicana*, en el capítulo IX, denominado “El sector agropecuario y azucarero: políticas, desempeño y perspectivas”, nos ilustra para continuar el develamiento del enigma. Dice: “*La evolución sectorial, menos dinámica que el conjunto de la economía, tuvo un desempeño positivo en la década de los setenta (3.3% de ascenso en promedio anual), que*

*luego se fue deteriorando hasta llegar a un escaso 1.4% de crecimiento en los ochenta. La recuperación en la década de los noventa, sobre todo en la segunda mitad, parece indicar la existencia de márgenes de crecimiento, que podría resultar más estable con el respaldo del mercado interno, la mayor articulación con el turismo y la eventual recuperación del mercado externo. En todo caso se requeriría mejorar la competitividad, reducir los costos de producción (financiamiento, servicios básicos), y ampliar la difusión e incorporación de mejoras tecnológicas para elevar los rendimientos”.*¹⁸ (Comillas y cursiva son nuestras).

Es claro que la CEPAL llegó a la misma conclusión que hemos nosotros llegado. Hay un rezago en el crecimiento del sector agropecuario respecto al crecimiento de la economía en su conjunto. Advierte la CEPAL, que el crecimiento del PIBA, podría ser estable si se articula mejor con la capacidad de absorción del mercado interno y particularmente con el turismo y el mercado externo. Recomienda mejorar la competitividad, reducir los costos de producción y elevar las condiciones tecnológicas de producción. Como se ve estas conclusiones y recomendaciones de la CEPAL, como es lógico esperar, no exceden los marcos de funcionamiento del régimen capitalista de producción en la agricultura dominicana.

De todos modos, continuemos el proceso investigativo de conformidad con las sugerencias cepalinas.

Una mejor interrelación entre la agropecuaria y el mercado interior, sin dudas, como alega la CEPAL, podría contribuir a que el crecimiento de nuestro sector estudiado, sea más estable, sino menos inestable. Observemos como ha ido evolucionando el coeficiente de correlación de Pearson, entre el PIBA, por un lado y la demanda interna, el PIB de hoteles, bares y restaurantes, y las exportaciones, por el otro lado.

Cuadro 202

Correlación del PIB agropecuario con otras variables macroeconómicas (1970.2003)

Período	PIBA-Demanda interna (Correlación)	PIBA-Hoteles, bares y restaurantes (Correlación)	PIBA-Exportaciones Correlación)
1970-1979	0,95	0.94	0.96
1980-1989	0,45	0.50	-0.60
1990-1999	0,97	0.97	0.82
2000-2003	0,74	0.08	-0.99
Promedio	0.78	0.62	0.19

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares con datos del Banco Central de la República Dominicana.

Ciertamente existe una correlación positiva entre el PIBA y las variables, demanda interna, hoteles, bares y restaurantes y las exportaciones de bienes. Dicha correlación fue cambiando en cada período. Así tenemos que en 1970-1979, la correlación fue muy alta, en los tres casos. En ese decenio aún se mantenía el modelo económico que tenía al sector agropecuario como uno de sus ejes fundamentales y la política burguesa neoliberal no se había adueñado de la economía

¹⁸ CEPAL (2001): “El sector agropecuario y azucarero: políticas, desempeño y perspectivas”. Capítulo IX de *Desarrollo económico y social en la República Dominicana*, p. 381.

dominicana. En el decenio de los ochenta, la correlación desciende, e incluso en el caso PIBA-exportaciones, el coeficiente es negativo. Son los efectos de la década perdida y la aplicación de políticas neoliberales. En el decenio de los noventa, la correlación mejora, merced a un mejor comportamiento del PIB real, reformas estructurales de la economía, sofocamiento del proceso inflacionario y activación de la economía norteamericana. En los primeros años del nuevo siglo, nuevamente la correlación se deteriora, empujada por un panorama internacional complicado por el terrorismo y en el plano interno la economía se ve abatida por el huracán hipolitomejía. De todos modos el promedio del coeficiente de correlación, para el período completo, es positivo, con magnitudes apropiadas, excepto el caso PIBA-exportaciones. Como el promedio del coeficiente asumió un signo positivo, ello quiere decir que cuando una de ellas aumenta, el PIBA también aumenta. Sin embargo, para llegar a conclusiones más objetivas, en el plano cuantitativo, debemos profundizar al análisis econométrico.

8.7.3 Modelo econométrico de regresión lineal: PIBA función de la demanda interna

Estimemos un modelo de regresión lineal en el que PIBA sea la variable dependiente y la demanda interna, la variable independiente.

Los datos estadísticos que serán utilizados son estos:

Cuadro 203
PIBA y demanda interna (1970-2003)
(Millones de RD\$, a precios de 1970)

Año	PIBA	Demanda interna (DI)
1970	345,1	1633,7
1971	363,6	1725,3
1972	377,6	1821,0
1973	410,1	2061,6
1974	410,2	2301,6
1975	399,9	2412,7
1976	429,2	2419,8
1977	436,8	2576,3
1978	456,7	2614,1
1979	461,7	2661,8
1980	484,2	3086,2
1981	510,8	3062,0
1982	534,3	3083,0
1983	550,8	3213,1
1984	550,9	3196,0
1985	531,3	3145,4
1986	528,5	3401,7
1987	543,8	3776,9
1988	536,6	3933,6
1989	548,7	4224,3
1990	501,6	3893,1
1991	522,9	3909,7
1992	555,5	4303,8

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1993	558,8	4344,2
1994	548,5	4314,9
1995	577,0	4485,7
1996	629,8	4599,8
1997	650,4	5013,5
1998	657,4	5517,7
1999	714,9	6251,0
2000	754,8	6665,8
2001	816,0	7192,2
2002	836,1	7455,9
2003	811,7	7899,1

Fuente: Banco Central de la República Dominicana.

Resumen del modelo

Modelo	Coefficiente	Error estándar	t	Probabilidad
Constante (α)	252.930	12.063	20.968	0.000
Pendiente de la recta (β)	0.075	0.003	26.318	0.000
Coefficiente de determinación (r^2)	0.96	-	-	-
Coefficiente de correlación	0.98	-	-	-
Grados de libertad	32	-	-	-
F de Fisher	692.625	-	-	-
Durbin Watson	0.55	-	-	-

Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 0.075, mide la pendiente de la recta, indica que dentro de un intervalo muestral de DI entre 1633,7 y 7899,1, a medida que el DI se incrementa, digamos en RD\$100, el incremento estimado en el PIBA es de apenas RD\$7.5, luego la relación que se da entre el PIBA y la DI, es extremadamente inelástica. La constante 252.93, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre el PIBA de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de $r^2 = 0.96$ significa que cerca del 96% de la variación en el PIBA, está explicado por la DI, su incidencia es extremadamente alta. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.98 muestra que las dos variables, el PIBA y la DI, poseen una correlación positiva muy elevada.

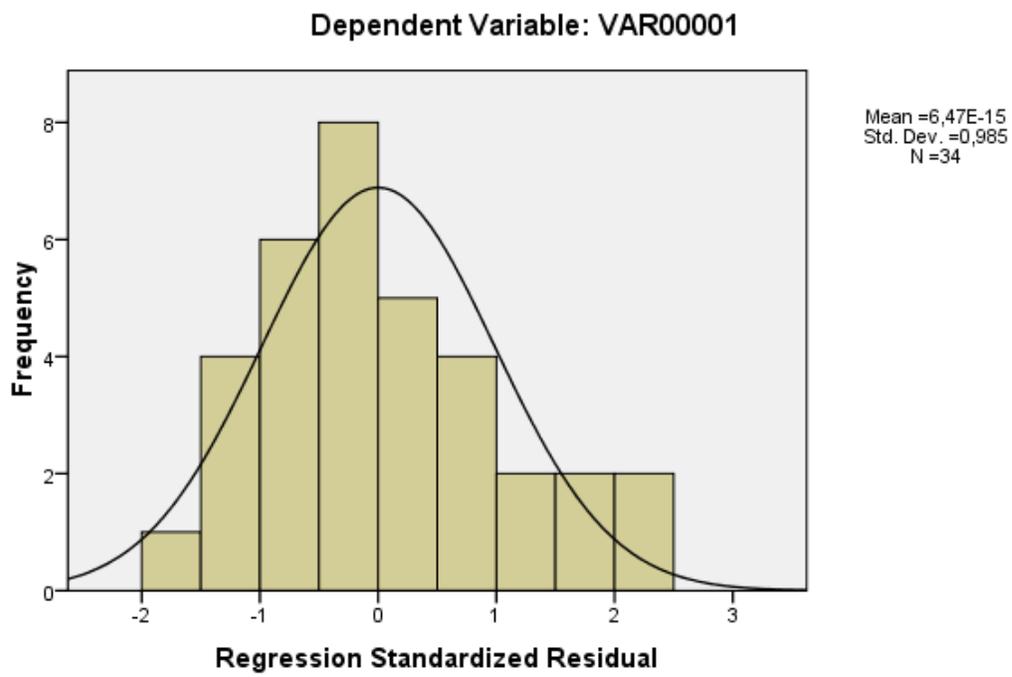
En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados la bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 32 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 20.968 es 0 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 26.318 es 0. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta

de alcanzar un valor t mayor o igual a 20.968 es 0; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es 0 por cada 10,000 casos; de aquí que podamos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es distinto a cero (0); es rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 26.318, es 0, luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es de 0 por cada 10,000 casos, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente a cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

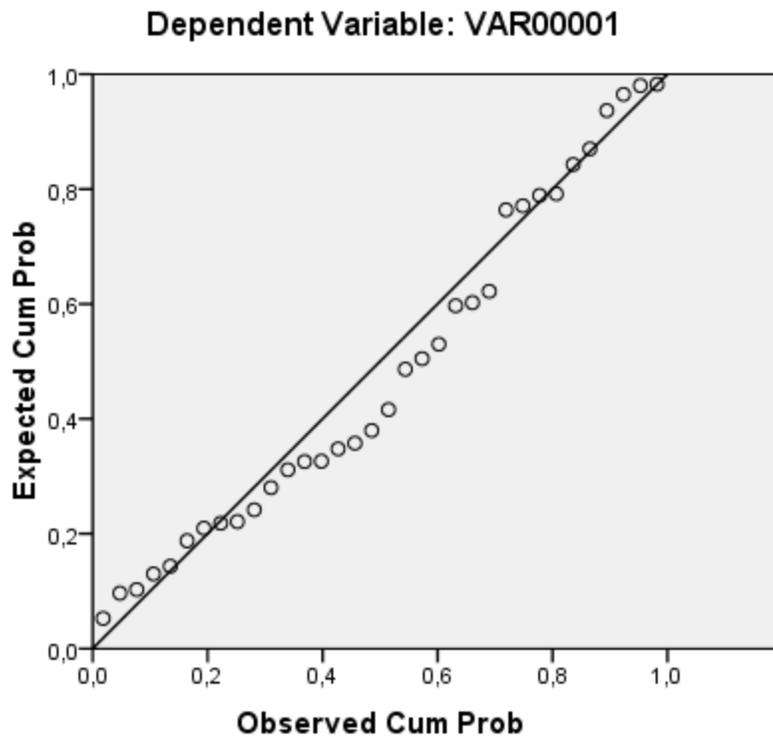
La razón de varianzas, F , para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 32 en el denominador) para un nivel de significancia de 5%, arrojó un valor de $F_{1,32} = 4.136$ inferior a la obtenida, $F = 692.625$, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (0.55) se encuentra alejado de la vecindad de 2, lo que indica que hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre el PIBA y la DI. Igualmente, el término de perturbación estocástica, μ , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. También se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciera a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores del PIBA, tanto efectivos como estimados y los valores de μ , así como su correspondiente gráfica.

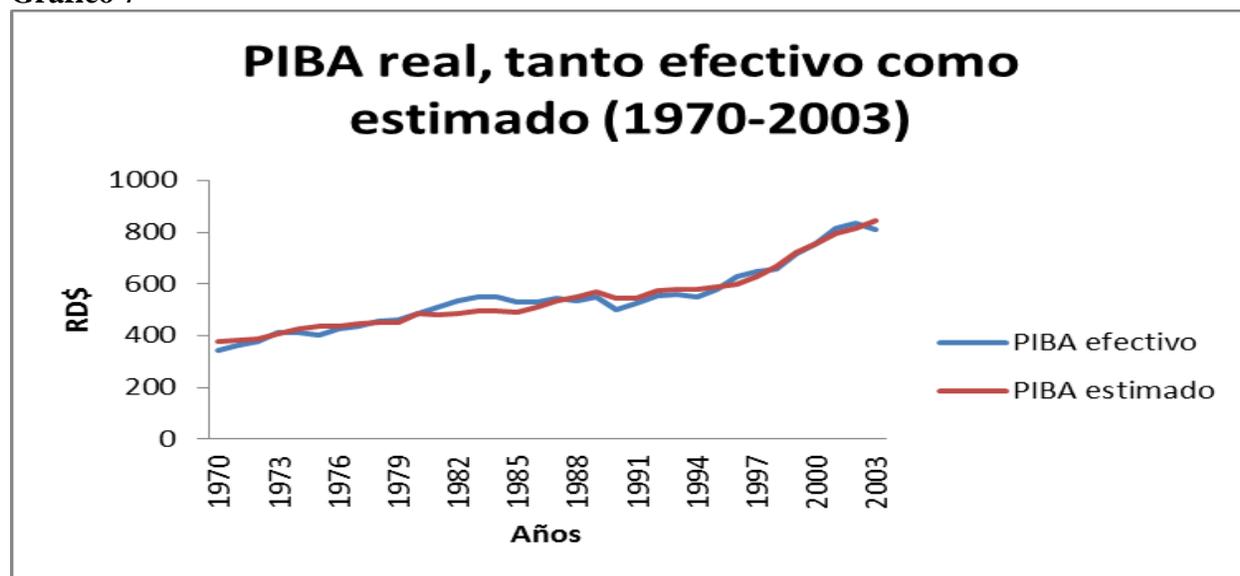
Cuadro 204
PIBA real efectivo, PIB real estimado y valores residuales (1961-2003)

Año	PIBA real efectivo	PIBA real estimado	Valores de μ
1970	345,10	375,85	-30,75108
1971	363,60	382,74	-19,14314
1972	377,60	389,94	-12,34369
1973	410,10	408,05	2,05336
1974	410,20	426,10	-15,90444
1975	399,90	434,46	-34,56370
1976	429,20	435,00	-5,79791
1977	436,80	446,77	-9,97310
1978	456,70	449,62	7,08280
1979	461,70	453,21	8,49381
1980	484,20	485,14	-,93840
1981	510,80	483,32	27,48242
1982	534,30	484,90	49,40237

1983	550,80	494,69	56,11353
1984	550,90	493,40	57,50015
1985	531,30	489,59	41,70734
1986	528,50	508,88	19,62311
1987	543,80	537,11	6,69275
1988	536,60	548,90	-12,29749
1989	548,70	570,77	-22,07001
1990	501,60	545,85	-44,25024
1991	522,90	547,10	-24,19924
1992	555,50	576,75	-21,25165
1993	558,80	579,79	-20,99138
1994	548,50	577,59	-29,08683
1995	577,00	590,44	-13,43796
1996	629,80	599,02	30,77706
1997	650,40	630,15	20,24992
1998	657,40	668,09	-10,68651
1999	714,90	723,26	-8,36063
2000	754,80	754,47	,32947
2001	816,00	794,08	21,92269
2002	836,10	813,92	22,18168
2003	811,70	847,27	-35,56506

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 7



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, la DI (variable independiente), durante el período 1970-2003, ejerció una influencia decisiva en la explicación

de los valores asumidos por el PIBA real (variable dependiente), en un 96%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente, pero de manera inelástica. Tercera, los coeficientes estimados, tanto el relativo a la constante como a la pendiente de la recta de regresión, son significativos; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

¿Cuál es el problema que se nos presenta? El mismo. Y es que la relación entre el PIBA y la demanda interna, como lo es frente al PIBT, es muy rígida, pues de acuerdo a la magnitud de la pendiente de la recta de regresión estimada, apenas el PIBA aumenta RD\$7.5 cuando DI aumenta RD\$100. ¿Acaso ocurre un tanto igual con el vínculo del PIBA con el subsector de hoteles, bares y restaurantes? La respuesta nos las dará la estimación del modelo econométrico lineal que ensayaremos, pero cambiando la DI, por hoteles, bares y restaurantes (HBR).

8.7.4 Modelo econométrico de regresión lineal (PIBA versus hoteles, bares y restaurantes)

Las informaciones que utilizaremos para correr el modelo, son estas:

Cuadro 205
PIBA y hoteles, bares y restaurantes (1970-2003)
(Millones de RD\$, a precios de 1970)

Año	PIBA	Hoteles, bares y restaurantes (HBR)
1970	345,1	6,4
1971	363,6	7,7
1972	377,6	8,3
1973	410,1	12,9
1974	410,2	17,2
1975	399,9	14,8
1976	429,2	16,5
1977	436,8	19,7
1978	456,7	22,9
1979	461,7	30,6
1980	484,2	37,5
1981	510,8	43,9
1982	534,3	48,5
1983	550,8	53,0
1984	550,9	79,1
1985	531,3	82,5
1986	528,5	83,5
1987	543,8	114,1
1988	536,6	162,0
1989	548,7	163,3
1990	501,6	141,0
1991	522,9	160,1

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1992	555,5	175,0
1993	558,8	213,3
1994	548,5	229,3
1995	577,0	259,4
1996	629,8	292,6
1997	650,4	343,6
1998	657,4	359,7
1999	714,9	392,4
2000	754,8	450,0
2001	816,0	439,3
2002	836,1	443,1
2003	811,7	574,2

Fuente: Banco Central de la República Dominicana.

Resumen del modelo

Modelo	Coefficiente	Error estándar	t	Probabilidad
Constante (α)	425.052	10.966	38.762	0.000
Pendiente de la recta (β)	0.745	0.048	15.398	0.000
Coefficiente de determinación (r^2)	0.88	-	-	-
Coefficiente de correlación	0.94	-	-	-
Grados de libertad	32	-	-	-
F de Fisher	237.105	-	-	-
Durbin Watson	0.49	-	-	-

Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 0.745, mide la pendiente de la recta, indica que dentro de un intervalo muestral de HBR entre 6.4 y 574,2, a medida que el HBR se incrementa, digamos en RD\$100, el incremento estimado en el PIBA es de apenas RD\$74.5, luego la relación que se da entre el PIBA y la HBR, es también inelástica. La constante 425.052, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre el PIBA de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de $r^2 = 0.88$ significa que cerca del 88% de la variación en el PIBA, está explicado por HBR, su incidencia es alta. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.94 muestra que las dos variables, el PIBA y la HBR, poseen una correlación positiva muy elevada.

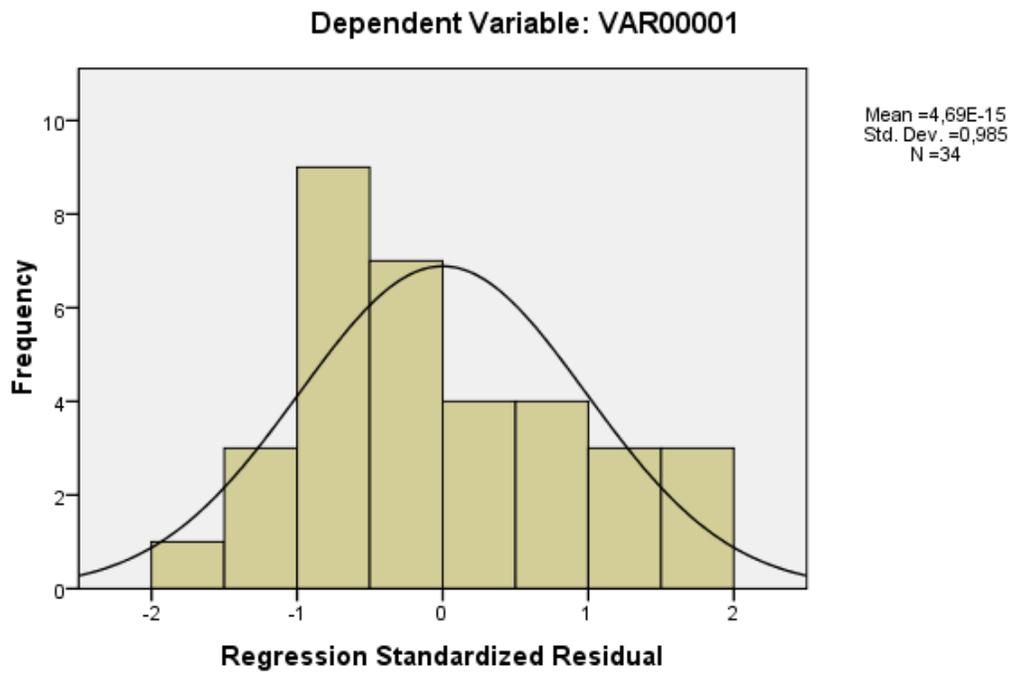
En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados la bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las

cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 32 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 20.968 es 0 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 38.762 es 0. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 38.762 es 0; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es 0 por cada 10,000 casos; de aquí que podamos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es distinto a cero (0); es rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 15.398, es 0, luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es de 0 por cada 10,000 casos, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente a cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

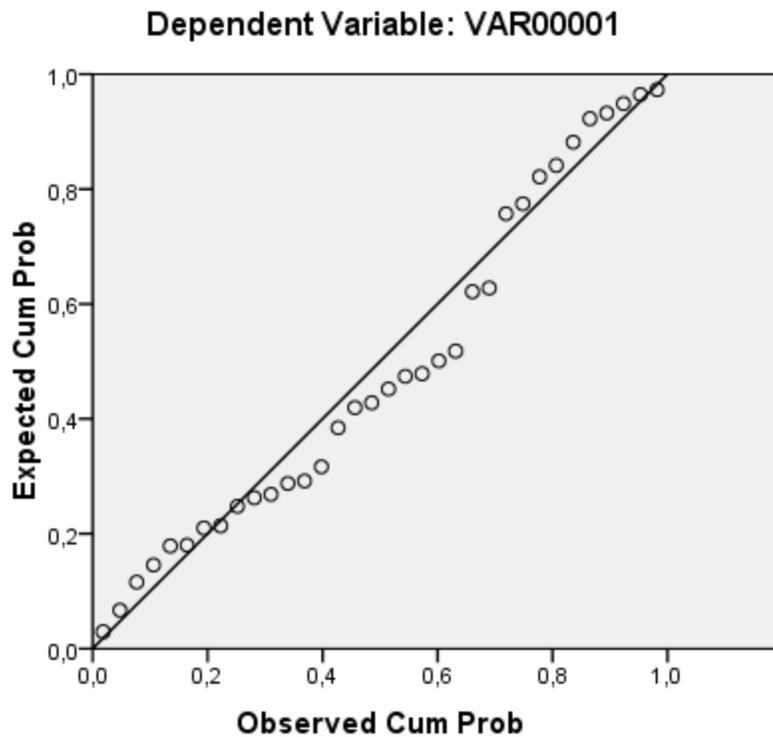
La razón de varianzas, F , para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 32 en el denominador) para un nivel de significancia de 5%, arrojó un valor de $F_{1,32} = 4.136$ inferior a la obtenida, $F = 237.105$, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (0.49) se encuentra alejado de la vecindad de 2, lo que indica que hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre el PIBA y la HBR. Igualmente, el término de perturbación estocástica, μ , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. También se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciera a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores del PIBA, tanto efectivos como estimados y los valores de μ , así como su correspondiente gráfica.

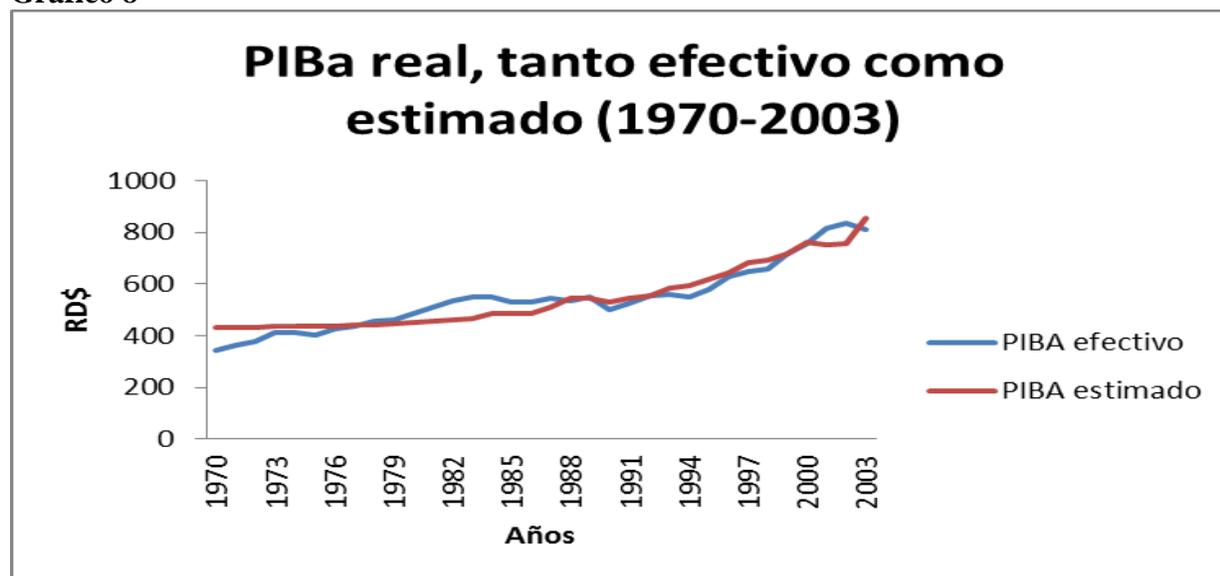
Cuadro 206
PIBA real efectivo, PIB real estimado y valores residuales (1961-2003)

Año	PIBA real efectivo	PIBA real estimado	Valores de μ
1970	345,10	429,82	-84,71830
1971	363,60	430,79	-67,18653
1972	377,60	431,23	-53,63341
1973	410,10	434,66	-24,55947
1974	410,20	437,86	-27,66210
1975	399,90	436,07	-36,17459
1976	429,20	437,34	-8,14074
1977	436,80	439,72	-2,92409
1978	456,70	442,11	14,59256
1979	461,70	447,84	13,85762
1980	484,20	452,98	31,21853
1981	510,80	457,75	53,05183
1982	534,30	461,17	73,12576

1983	550,80	464,53	86,27418
1984	550,90	483,97	66,93498
1985	531,30	486,50	44,80267
1986	528,50	487,24	41,25787
1987	543,80	510,03	33,76709
1988	536,60	545,71	-9,10867
1989	548,70	546,68	2,02309
1990	501,60	530,07	-28,46794
1991	522,90	544,29	-21,39356
1992	555,50	555,39	,10897
1993	558,80	583,92	-25,11675
1994	548,50	595,83	-47,33349
1995	577,00	618,25	-41,25188
1996	629,80	642,98	-13,17913
1997	650,40	680,96	-30,56376
1998	657,40	692,96	-35,55499
1999	714,90	717,31	-2,40985
2000	754,80	760,21	-5,41014
2001	816,00	752,24	63,75918
2002	836,10	755,07	81,02896
2003	811,70	852,71	-41,01390

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 8



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, la HBR (variable independiente), durante el período 1970-2003, ejerció una influencia decisiva en la explicación

de los valores asumidos por el PIBA real (variable dependiente), en un 88%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente, pero de manera inelástica. Tercera, los coeficientes estimados, tanto el relativo a la constante como a la pendiente de la recta de regresión, son significativos; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

Nuevamente, ¿cuál es el quid del asunto? El mismo. Carácter inelástico del vínculo entre el PIBA y HBR. Cuando esta última variable aumenta RD\$100, el PIBA aumenta RD\$74.5. Ahora, el nivel de rigidez obviamente es inferior, a la verificada con respecto al PIBT y la DI, pero finalmente rigidez. ¿Y cuáles resultados econométricos tendríamos cuando las exportaciones de bienes operan como variable independiente? Veamos.

8.7.5 Modelo econométrico de regresión lineal (PIBA versus exportaciones de bienes)

Las informaciones que utilizaremos para correr el nuevo modelo son estas:

Cuadro 207
PIBA y exportaciones de bienes (1970-2003)
(Millones de RD\$, a precios de 1970)

Año	PIBA	Exportaciones de bienes (XB)
1970	345,1	217,4
1971	363,6	249,2
1972	377,6	334,3
1973	410,1	382,4
1974	410,2	366,0
1975	399,9	384,0
1976	429,2	470,5
1977	436,8	461,6
1978	456,7	448,7
1979	461,7	520,8
1980	484,2	421,5
1981	510,8	475,8
1982	534,3	351,5
1983	550,8	349,3
1984	550,9	368,5
1985	531,3	325,0
1986	528,5	276,1
1987	543,8	268,8
1988	536,6	252,1
1989	548,7	264,7
1990	501,6	203,8
1991	522,9	197,0
1992	555,5	173,9

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1993	558,8	169,0
1994	548,5	1441,3
1995	577,0	1569,7
1996	629,8	1653,9
1997	650,4	1802,5
1998	657,4	1965,6
1999	714,9	2071,4
2000	754,8	2152,2
2001	816,0	1955,8
2002	836,1	1886,7
2003	811,7	1994,9

Fuente: Banco Central de la República Dominicana.

Resumen del modelo

Modelo	Coefficiente	Error estándar	t	Probabilidad
Constante (α)	433.091	19.377	22.351	0.000
Pendiente de la recta (β)	0.145	0.018	7.842	0.000
Coefficiente de determinación (r^2)	0.66	-	-	-
Coefficiente de correlación	0.81	-	-	-
Grados de libertad	32	-	-	-
F de Fisher	61.49	-	-	-
Durbin Watson	0.34	-	-	-

Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 0.145, mide la pendiente de la recta, indica que dentro de un intervalo muestral de XB entre 217,4 y 1994,9, a medida que el XB se incrementa, digamos en RD\$100, el incremento estimado en el PIBA es de apenas RD\$14,5, luego la relación que se da entre el PIBA y la XB, es también inelástica. La constante 433.091, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre el PIBA de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de $r^2 = 0.66$ significa que cerca del 66% de la variación en el PIBA, está explicado por XB. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.81 muestra que las dos variables, el PIBA y la XB, poseen una correlación positiva elevada.

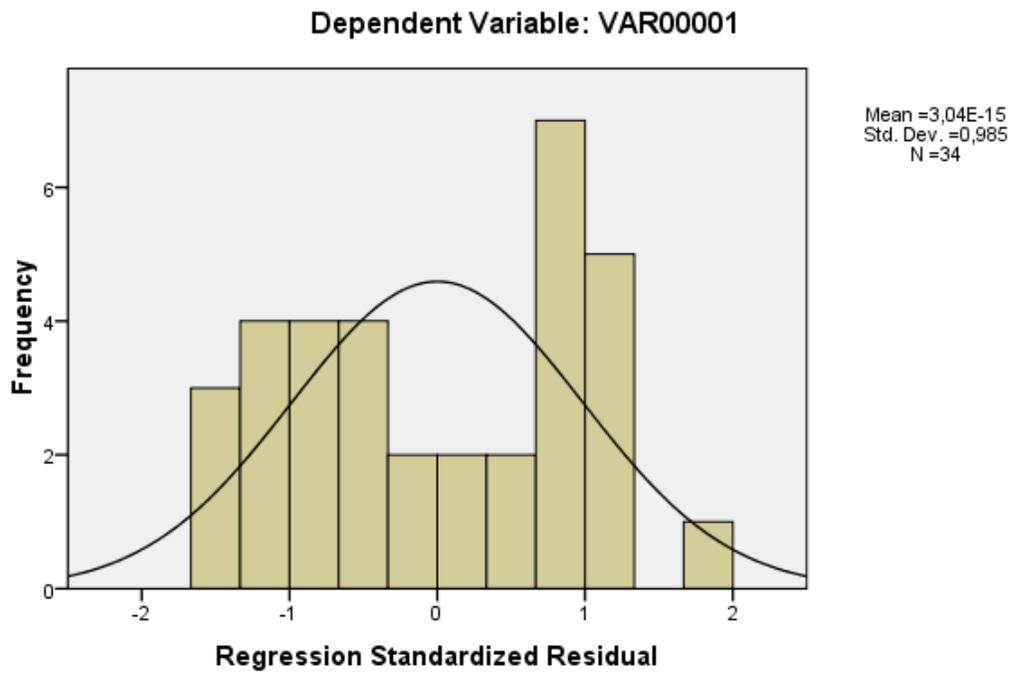
En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados la bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 32 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 22.351 es 0 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 7.842 es 0. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de

alcanzar un valor t mayor o igual a 22.351 es 0; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es 0 por cada 10,000 casos; de aquí que podamos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es distinto a cero (0); es rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 7.842, es 0, luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es de 0 por cada 10,000 casos, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente a cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

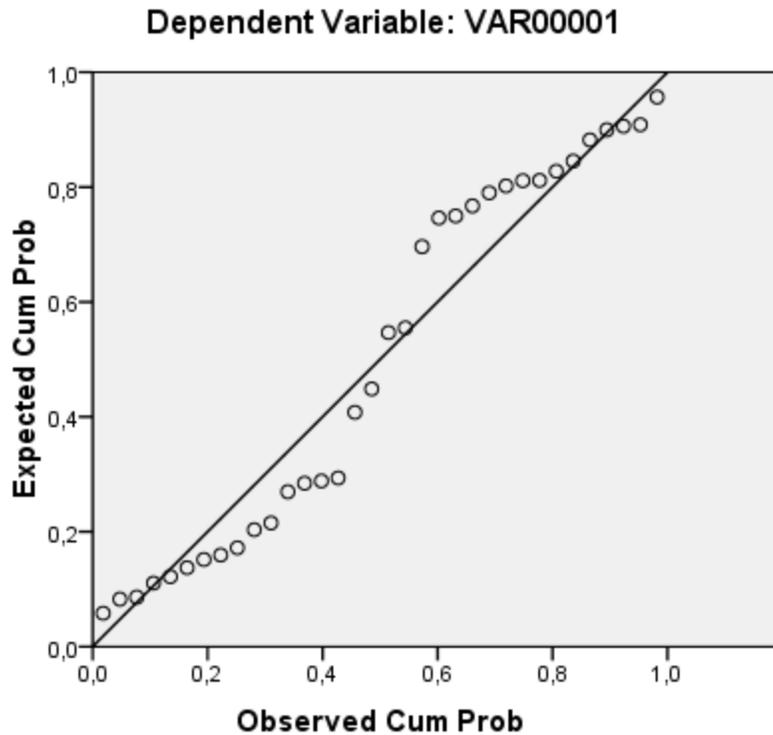
La razón de varianzas, F , para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 32 en el denominador) para un nivel de significancia de 5%, arrojó un valor de $F_{1,32} = 4.136$ inferior a la obtenida, $F = 61.49$, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (0.34) se encuentra alejado de la vecindad de 2, lo que indica que hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre el PIBA y la XB. Igualmente, el término de perturbación estocástica, μ , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. También se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciera a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores del PIBA, tanto efectivos como estimados y los valores de μ , así como su correspondiente gráfica.

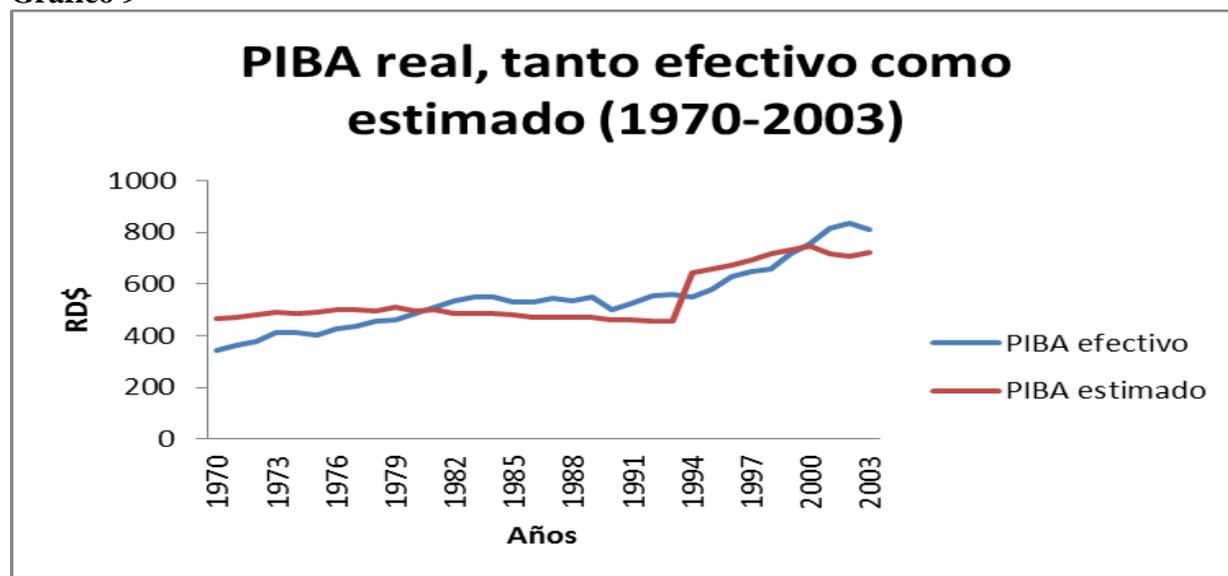
Cuadro 208
PIBA real efectivo, PIB real estimado y valores residuales (1961-2003)

Año	PIBA real efectivo	PIBA real estimado	Valores de μ
1970	345,10	464,53	-119,42624
1971	363,60	469,12	-105,52444
1972	377,60	481,43	-103,82966
1973	410,10	488,38	-78,28479
1974	410,20	486,01	-75,81340
1975	399,90	488,62	-88,71615
1976	429,20	501,12	-71,92381
1977	436,80	499,84	-63,03689
1978	456,70	497,97	-41,27159
1979	461,70	508,40	-46,69705
1980	484,20	494,04	-9,83854
1981	510,80	501,89	8,90982
1982	534,30	483,92	50,38326

1983	550,80	483,60	67,20138
1984	550,90	486,37	64,52511
1985	531,30	480,08	51,21509
1986	528,50	473,01	55,48590
1987	543,80	471,96	71,84146
1988	536,60	469,54	67,05623
1989	548,70	471,37	77,33431
1990	501,60	462,56	39,04028
1991	522,90	461,58	61,32354
1992	555,50	458,24	97,26374
1993	558,80	457,53	101,27227
1994	548,50	641,50	-92,99884
1995	577,00	660,07	-83,06513
1996	629,80	672,24	-42,44022
1997	650,40	693,73	-43,32737
1998	657,40	717,31	-59,91119
1999	714,90	732,61	-17,70958
2000	754,80	744,29	10,50696
2001	816,00	715,89	100,10587
2002	836,10	705,90	130,19754
2003	811,70	721,55	90,15212

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 9



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, la XB (variable independiente), durante el período 1970-2003, ejerció una influencia decisiva en la explicación

de los valores asumidos por el PIBA real (variable dependiente), en un 66%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente, pero de manera inelástica. Tercera, los coeficientes estimados, tanto el relativo a la constante como a la pendiente de la recta de regresión, son significativos; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

¿Persiste el problema que viene arrastrando el PIBA, referente a su inelasticidad frente a los cambios de la variable independiente? Claro, persiste. El coeficiente de la pendiente arrojó un valor de 0.145, luego, un aumento de RD\$100 en las exportaciones de bienes, XB, se traduce en un aumento de apenas RD\$14.5 en la variable dependiente, el PIBA. Se mantiene pues la inelasticidad.

8.7.6 Modelo econométrico de regresión múltiple: PIBA función de la demanda interna; hoteles, bares y restaurantes; y exportaciones de bienes

Finalmente, procedamos a ensayar un modelo econométrico de regresión múltiple, con el PIBA, variable dependiente, y la demanda interna (DI), hoteles, bares y restaurantes (HBR) y las exportaciones de bienes (XB), como variables independientes. Las informaciones que se utilizarán para llevar a cabo los cálculos estadísticos, con el auxilio del paquete estadístico, conocido por las siglas de SPSS, se encuentran contenidas en el siguiente cuadro:

Cuadro 209
PIBA real, demanda interna (DI), hoteles, bares y restaurantes (HBR) y exportaciones de bienes (XB) (1970-2003)
(Millones de RD\$, a precios de 1970)

Año	PIBA	DI	HBR	XB
1970	345,1	1633,7	6,4	217,4
1971	363,6	1725,3	7,7	249,2
1972	377,6	1821,0	8,3	334,3
1973	410,1	2061,6	12,9	382,4
1974	410,2	2301,6	17,2	366,0
1975	399,9	2412,7	14,8	384,0
1976	429,2	2419,8	16,5	470,5
1977	436,8	2576,3	19,7	461,6
1978	456,7	2614,1	22,9	448,7
1979	461,7	2661,8	30,6	520,8
1980	484,2	3086,2	37,5	421,5
1981	510,8	3062,0	43,9	475,8
1982	534,3	3083,0	48,5	351,5
1983	550,8	3213,1	53,0	349,3
1984	550,9	3196,0	79,1	368,5
1985	531,3	3145,4	82,5	325,0
1986	528,5	3401,7	83,5	276,1
1987	543,8	3776,9	114,1	268,8

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1988	536,6	3933,6	162,0	252,1
1989	548,7	4224,3	163,3	264,7
1990	501,6	3893,1	141,0	203,8
1991	522,9	3909,7	160,1	197,0
1992	555,5	4303,8	175,0	173,9
1993	558,8	4344,2	213,3	169,0
1994	548,5	4314,9	229,3	1441,3
1995	577,0	4485,7	259,4	1569,7
1996	629,8	4599,8	292,6	1653,9
1997	650,4	5013,5	343,6	1802,5
1998	657,4	5517,7	359,7	1965,6
1999	714,9	6251,0	392,4	2071,4
2000	754,8	6665,8	450,0	2152,2
2001	816,0	7192,2	439,3	1955,8
2002	836,1	7455,9	443,1	1886,7
2003	811,7	7899,1	574,2	1994,9

Fuente: Banco Central de la República Dominicana.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Modelo	Coefficientes	Error estándar	t	Probabilidad
Constante	176.354	29.699	5.938	0.000
Pendiente correspondiente a DI	0.108	0.013	8.622	0.000
Pendiente correspondiente a HBR	-0.458	0.155	-2.961	0.006
Pendiente correspondiente a XB	0.03	0.013	2.226	0.034
R ²	0.97	-	-	-
R	0.98	-	-	-
Grado de libertad	30	-	-	-
F de Fisher	284.445	-	-	-
Durbin Watson	0.81	-	-	-

Bondad del ajuste. La constante, 176.35472.949, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre el PIBA real, de todas las variables no incluidas en el modelo de regresión múltiple aplicado; los otros coeficientes, son denominados coeficientes de regresión parcial o coeficientes parciales de pendiente. Así, por ejemplo, 0.108, mide el cambio en el valor de la media del PIBA real, por unidad de cambio en la demanda interna (DI), permaneciendo constante el resto de las variables independientes. Se verifica una vez más el carácter inelástico de las relaciones entre ambas variables. El coeficiente -0.458, mide el cambio en el valor de la media del PIBA real, por unidad de cambio en HBR, permaneciendo constante el resto de las variables independientes. Se verifica una vez más el

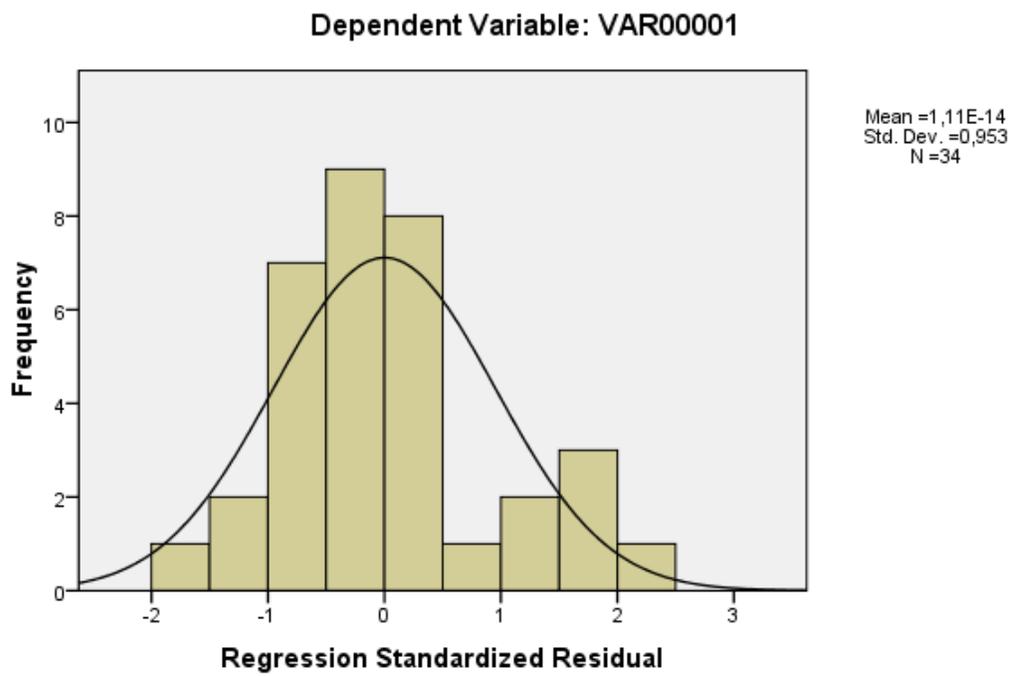
carácter inelástico de las relaciones entre ambas variables, ahora con el agravante de que el coeficiente estudiado es de signo negativo. El coeficiente 0.03, mide el cambio en el valor de la media del PIBA real, por unidad de cambio en XB, permaneciendo constante el resto de las variables independientes. Se verifica una vez más el carácter inelástico de las relaciones entre ambas variables. El valor de $r^2 = 0.97$ significa que el 97% de la variación en el PIBA real, está explicado por las variables independientes explicitadas en el modelo. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.98 muestra que las dos variables, variable dependiente y las independientes poseen, entre sí, una correlación positiva casi perfecta.

Pasemos a discutir la significancia de los coeficientes de regresión parcial. Para 30 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 8.622 es 0.000, de modo que bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor de este coeficiente de regresión parcial, correspondiente a la demanda interna (DI), es 0.000, si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es de 0 por cada 10000 casos, de ahí que podamos aseverar que el verdadero coeficiente poblacional, de regresión parcial, arriba citado, es diferente a cero; se rechaza la hipótesis nula. Esta suerte de aprobación corren los coeficientes restantes.

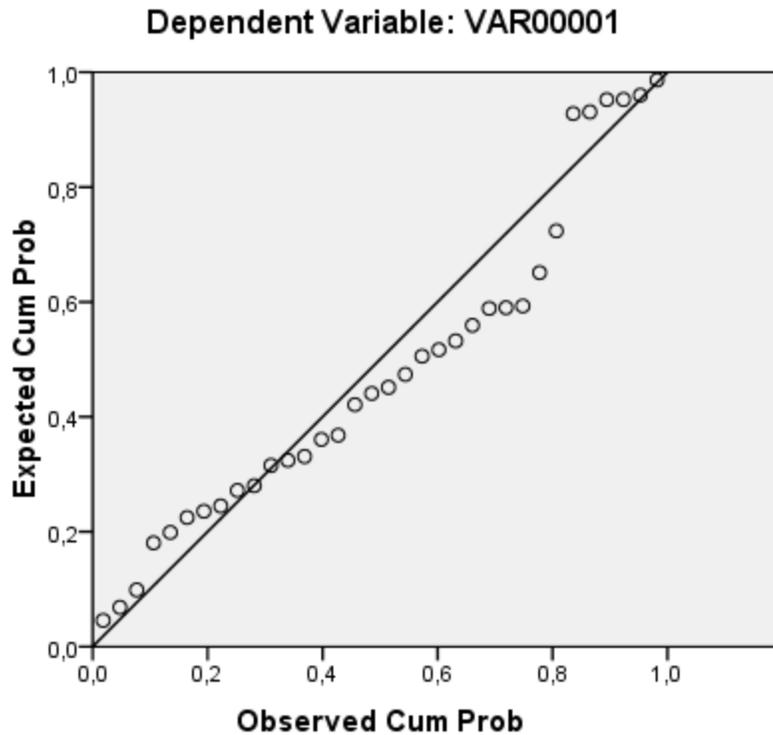
La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 30 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,30} = 4.17$ obviamente inferior a la obtenida, $F = 284.445$, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de las variables independientes sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (0.81) se encuentra en la vecindad de 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre el PIBA real y las variables independientes (ID, HBR y XB). Igualmente, el término de perturbación estocástica, u, sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. También se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u, y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciera a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u, están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores del PIB real de la industria manufacturera, tanto efectivos como estimados y los valores de u , así como su correspondiente gráfica.

Cuadro 210

PIBA real de la industria manufacturera efectiva, PIB real de la industria manufacturera estimada y valores residuales (1970-2003)

Año	PIBA real efectivo	PIBA real estimado	Valores de u
1970	345,10	356,38	-11,28203
1971	363,60	366,63	-3,02918
1972	377,60	379,23	-1,62760
1973	410,10	404,54	5,55511
1974	410,20	428,01	-17,81334
1975	399,90	441,65	-41,75049
1976	429,20	444,22	-15,01567
1977	436,80	459,39	-22,59112
1978	456,70	461,62	-4,92466
1979	461,70	465,40	-3,69878
1980	484,20	505,13	-20,92701
1981	510,80	501,20	9,60084

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1982	534,30	497,66	36,64188
1983	550,80	509,59	41,21413
1984	550,90	496,36	54,54310
1985	531,30	488,04	43,26227
1986	528,50	513,81	14,68975
1987	543,80	540,11	3,69029
1988	536,60	534,60	1,99797
1989	548,70	565,79	-17,08531
1990	501,60	538,41	-36,80602
1991	522,90	531,25	-8,34898
1992	555,50	566,31	-10,81000
1993	558,80	552,99	5,81291
1994	548,50	580,40	-31,89504
1995	577,00	588,89	-11,88528
1996	629,80	588,51	41,28606
1997	650,40	614,27	36,12651
1998	657,40	666,23	-8,82543
1999	714,90	733,62	-18,71660
2000	754,80	754,45	,34751
2001	816,00	810,37	5,63241
2002	836,10	835,06	1,04462
2003	811,70	826,11	-14,41281

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 10



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal múltiple, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, las variables independientes (DI, HBR y XB), durante el período 1970-2003, ejercieron una influencia decisiva en la explicación de los valores asumidos por el PIBA real (variable dependiente), en un 97%. Segunda, la asociación, entre la citada variable dependiente e y las independientes, fue

positiva; de modo que cuando las independientes avanzaban, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, los coeficientes estimados, tanto el relativo a la constante como a la pendientes de la recta de regresión, son significativos; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

La conclusión es contundente. La articulación del sector agropecuario con la demanda interna (DI), el subsector hotelero, bares y restaurantes (HBR) y con la variable exportación de bienes (XB), podría contribuir a resolver su rezago, respecto al PIB total, dada la correlación positiva existente entre las variables citadas; mas, dado el carácter inelástico de estos nexos, en modo alguno corrigen el rezago de crecimiento del sector en comparación al crecimiento en conjunto de la economía. Inelasticidad más inelasticidad, arroja inelasticidad como producto obligado.

**FRAGMENTOS EXTRAÍDOS DEL LIBRO *EL CAPITALISMO DOMINICANO*,
CAPÍTULO IX (TOMO II, 1961-1978): INDUSTRIA MANUFACTURERA,
EXPANSIÓN Y ESTANCAMIENTO**

A SECTOR INDUSTRIAL MANUFACTURERO

9.1 Movimiento industrial (1961-1978)

En el Tomo I, de esta obra, capítulo VI, estudiamos el desarrollo del capitalismo en la industria, durante el período 1900-1960.

Ahora nos toca estudiar, dicho fenómeno, en todo el período histórico posterior al ajusticiamiento del tirano Trujillo y poner de manifiesto sus nuevas características.

El procedimiento expositivo consistirá, primero, en examinar la industria manufacturera, en su conjunto, como una totalidad, segundo, examinar cada uno de los grandes sectores que las componen: industria no azucarera, industria azucarera e industria de zonas francas; asimismo, examinaremos otras industrias (construcción y minería).

Observemos las cifras del movimiento industrial manufacturero dominicano, contenida en el cuadro que se presenta a continuación:

Cuadro 216
Movimiento industrial (1961-1978)
(En RD\$)

Año	Establecimientos industriales	Inversión de capital	Materias primas nacionales	Materias primas extranjeras
1961	2331	307208528	80722381	17771140
1962	2251	306833025	99374514	27011853
1963	2427	296442944	131003896	29626943
1964	1218	348846401	136468298	41554309
1965	1225	359743807	118328593	36326661
1966	1225	374359000	139001000	37924000
1967	1230	394433000	132400000	45215000
1968	1191	415819000	136517000	57324000
1969	1205	458635000	158765000	55904000
1970	1114	451752000	181438000	64856000
1971	1114	467556000	204320000	76710000
1972	1178	506610000	223627000	93186000
1973	1215	547976000	282397000	156516000
1974	1248	622776000	380634000	295340000
1975	1286	756232000	480118000	357653000
1976	1325	825970000	516895000	365333000
1977	1338	866190000	589825000	398891000
1978	1485	927877000	590876000	440636000

Total	-	9235259705	4582710682	2597778906
-------	---	------------	------------	------------

Conclusión

Año	Combustibles y electricidad	Envases	Jornales y sueldos	Obreros y empleados	Valores ventas
1961	8657543	8963911	38271045	80054	253443174
1962	11100978	14086275	72940583	89300	326590915
1963	10878006	13835477	88812260	117831	364863418
1964	12570957	15686302	106605269	104828	406264559
1965	10771960	12111123	81327079	84032	339509572
1966	10649000	14380000	87796000	96734	403885000
1967	11257000	14935000	80305000	107595	423521000
1968	11921000	18914000	82611000	99517	449862000
1969	13365000	22433000	94400000	98955	502332000
1970	14213000	23719000	106380000	114876	583257000
1971	17455000	28164000	111403000	118266	677271000
1972	37504000	33918000	133395000	130515	826207000
1973	65897000	40030000	145191000	144774	1058350000
1974	132789000	56091000	167790000	146697	1478137000
1975	146164000	63941000	205068000	130100	1890133000
1976	144099000	70753000	214589000	119406	1819128000
1977	162938000	81189000	226427000	127437	2029531000
1978	186846000	93813000	242169000	130255	2092540000
Total	1009076444	626963088	2285480236	2041172	15924825638

Fuente: Estadística Industrial de la República Dominicana, 1955-1960.

La República Dominicana, en el año 1961, estaba dotada de 2,331 establecimientos industriales.¹⁹ Esta cantidad se fue reduciendo, poco a poco, durante la primera mitad del decenio de los sesenta, hasta quedar en 1,225 en el año 1965 (disminuyó en 47.45%). Desde este último año, el descenso del número de establecimientos industriales no se hizo esperar. No es sino a partir del año 1973, cuando dichos establecimientos reanudan la recuperación cuantitativa, para llegar a 1,485 en el año 1978. De todos modos, del año 1961 al año 1978, se perdieron 846 establecimientos industriales. En contraste, la inversión de capital en la industria, se mantuvo en ascenso ininterrumpido. Del año 1961 al 1965 se incrementó en 17% y al año 1978 fue de 202%. Las materias primas igualmente describieron una trayectoria ascendente verdaderamente impresionante, de RD\$98.49 millones, en el año 1961, se disparó a RD\$1,031.51 millones en el año 1978, alcanzando un incremento de 947.32%. En el mismo lapso, los sueldos se incrementaron en 537%, el número de obreros en 62.7% y las ventas en 725.85%. Todas las variables del movimiento industrial estuvieron en expansión, excepto el número de

¹⁹ Naturalmente, la inmensa mayoría de estos establecimientos industriales, no rebasaba el nivel de la industria liviana, el cual era una característica propia del sector industrial latinoamericano. La CEPAL, en sus cuadernos estadísticos, hizo un estudio de los 10 principales productos de exportación de la Región, para el período 1970-1992. Allí se observa claramente el rasgo citado.

establecimientos industriales, quedando, pues al descubierto la ruina de muchos industriales más débiles, por tanto, se produjo un intenso proceso de centralización del capital industrial.

9.2 Formación de capital en la industria manufacturera postrujillista

En el tomo I, bajo la guía de Alpha Chiang y su obra *Métodos fundamentales de economía matemática*, capítulo XIV, página 465, calculamos la formación de capital en la industria manufacturera, en el período 1936-1960, con el fin de cuantificar el proceso de aumentar el stock de capital en la economía dominicana.

Considerando este proceso como continuo en el tiempo, podemos expresar el stock de capital como una función del tiempo, $k(t)$, y usar la derivada dk/dt para denotar la tasa de formación de capital.²⁰ Para llevar a cabo el cálculo de la formación de capital, Chiang, acude al concepto de inversión neta. ¿Cómo se calcula? Veamos:

$$I_b = I_n + \delta K$$

$$I_n = I_b - \delta K$$

Donde:

I_n = inversión neta

I_b = inversión bruta

δ = tasa de depreciación de los activos fijos

K = capital invertido (inversión bruta).

En esta virtud es necesario, para efectuar el cálculo, contar con las siguientes informaciones:

Cuadro 217
Inversión bruta e inversión neta en la industria manufacturera dominicana (1961-1978)
(Millones de RD\$)

Año	Inversión bruta (I _b)	Depreciación (D)	Inversión neta (I _n)
1961	307208528	30720852,8	276487675,2
1962	306833025	30683302,5	276149722,5
1963	296442944	29644294,4	266798649,6
1964	348846401	34884640,1	313961760,9
1965	359743807	35974380,7	323769426,3
1966	374359000	37435900	336923100
1967	394433000	39443300	354989700
1968	415819000	41581900	374237100
1969	458635000	45863500	412771500

²⁰ Véase la indicada obra de Chiang, pp. 465-467.

1970	451752000	45175200	406576800
1971	467556000	46755600	420800400
1972	506610000	50661000	455949000
1973	547976000	54797600	493178400
1974	622776000	62277600	560498400
1975	756232000	75623200	680608800
1976	825970000	82597000	743373000
1977	866190000	86619000	779571000
1978	927877000	92787700	835089300

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

9.2.1 Modelo econométrico

Procedamos a estimar un modelo econométrico, en el que se asocia la I_n , del sector industrial manufacturero dominicano, con la variable tiempo; se procura estudiar cómo influye el tiempo sobre la formación de capital. Suponemos que $I_n = f(t)$, es decir, se concibe que la inversión neta es una función de la variable tiempo. De modo que el modelo a estimar sería este: $I_n = \alpha + \beta t + \mu$, donde:

I_n = inversión neta

α = intercepto

β = coeficiente de la tangente de la recta

t = variable tiempo

μ = perturbación estocástica

Este modelo será estimado mediante el método de los mínimos cuadrados, partiendo de las informaciones contenidas en el cuadro siguiente:

Cuadro 218
Inversión neta en el sector industrial manufacturero dominicano (1961-1978)

Año	Variable dependiente: inversión neta (I_n)	Variable independiente: tiempo (t)
1961	276487675,2	1
1962	276149722,5	2
1963	266798649,6	3
1964	313961760,9	4
1965	323769426,3	5
1966	336923100,0	6
1967	354989700,0	7
1968	374237100,0	8
1969	412771500,0	9
1970	406576800,0	10
1971	420800400,0	11
1972	455949000,0	12
1973	493178400,0	13
1974	560498400,0	14

1975	680608800,0	15
1976	743373000,0	16
1977	779571000,0	17
1978	835089300,0	18

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Ecuación lineal	In= 1,565E8+3,213E7t
Error estándar	ee= (3,193E7) (2950130,899)
Valores t	t= (4,900) (10,893)
Valores p	p= (0,000) (0,000)
Coefficiente de determinación	r ² = 0,88
Coefficiente de correlación de Pearson	
Grados de libertad	r= 0,94
Test de la F de Fisher	gl=16
Durbin Watson	F _{1,16} = 118,65 DW=0,246

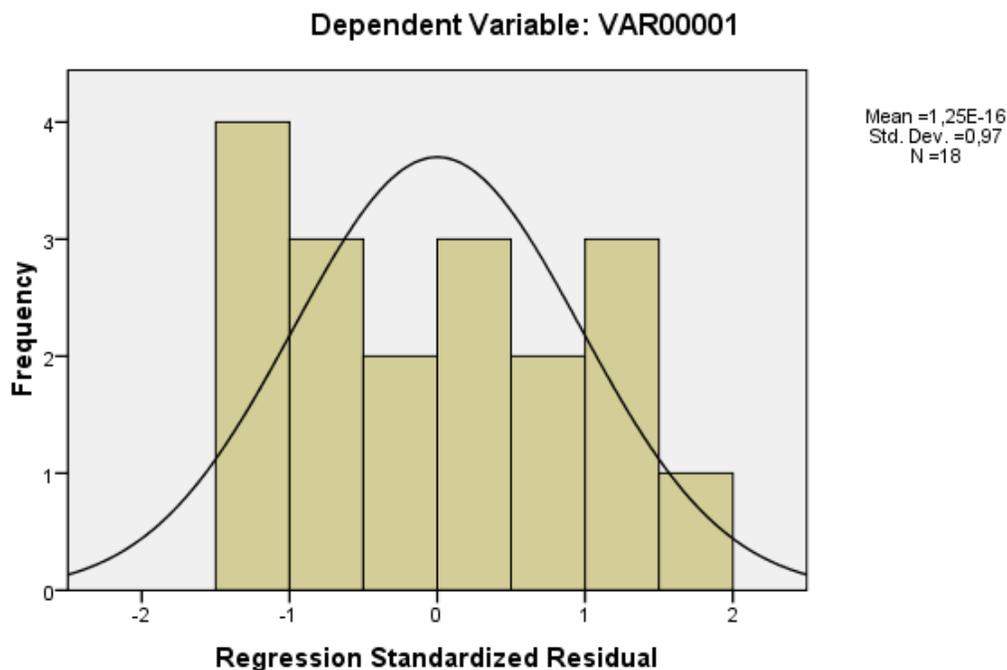
Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 3,213E7t mide la pendiente de la recta, indica que dentro de un intervalo muestral de t entre 1 y 18, a medida que t se incrementa en un año, el incremento estimado en la inversión neta es de RD\$32,130,000. El coeficiente 1,565E8, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre la inversión neta de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de r²= 0.88 significa que cerca del 88% de la variación en la inversión está explicado por el factor tiempo. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.94 muestra que las dos variables, inversión neta y tiempo, poseen una correlación positiva elevada.

En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 16 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 4,900 es 0,000 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 10,893 es 0.000. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 4,900 es 0,000; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es cero (0) por cada 10,000 casos; de aquí que podamos aseverar que el verdadero intercepto poblacional no es igual a cero (0); es rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 10,893 es 0.000. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es prácticamente cero (0), de aquí que podamos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

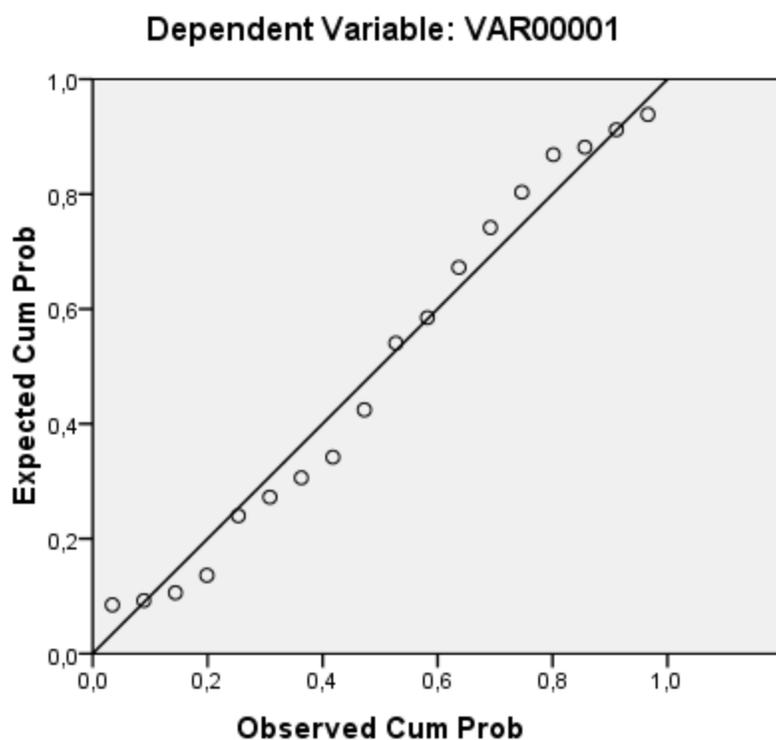
La razón de varianza, F , para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 16 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,16} = 4.49$, obviamente inferior a la obtenida, 151, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (0.246) se encuentra alejado de 2, lo que indica que hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre la inversión neta y el factor tiempo, pues el término de perturbación estocástica, μ , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. Igualmente se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta grafica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, μ , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciese a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra μ , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores de la inversión neta, tanto efectivos como estimados y los valores de μ , así como su correspondiente gráfica.

Cuadro 219

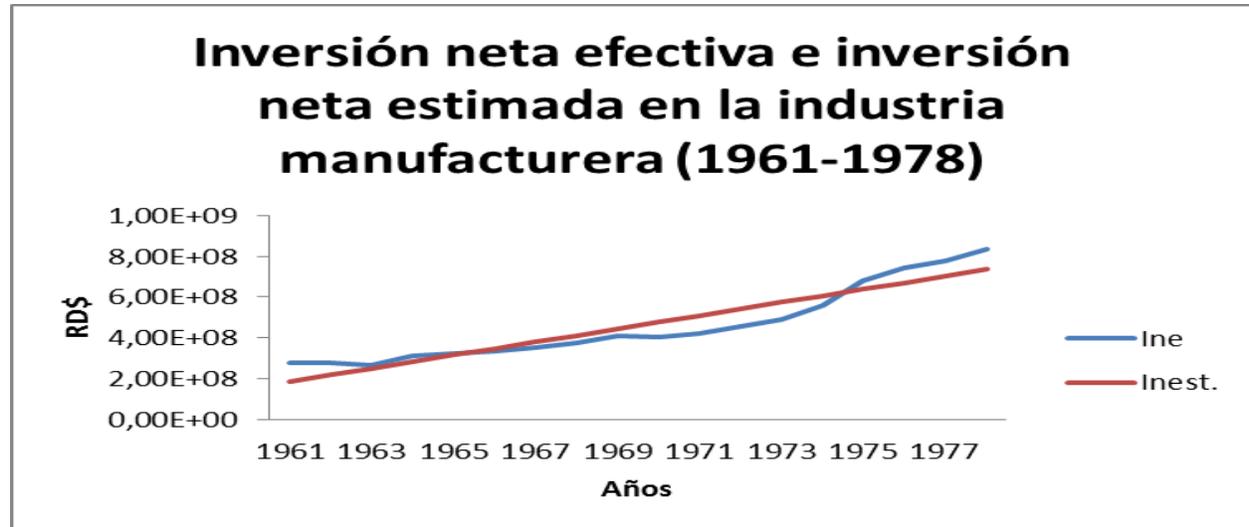
Inversión neta efectiva, inversión neta estimada y valores residuales (1961-1978)

Año	Inversión neta efectiva (Ine)	Inversión estimada (Inest.)	Valores de μ
1961	2,76E8	1,8862E8	8,78718E7
1962	2,76E8	2,2075E8	5,53989E7
1963	2,67E8	2,5289E8	1,39129E7
1964	3,14E8	2,8502E8	2,89410E7
1965	3,24E8	3,1716E8	6,61373E6
1966	3,37E8	3,4929E8	-1,23675E7
1967	3,55E8	3,8143E8	-2,64359E7
1968	3,74E8	4,1356E8	-3,93235E7
1969	4,13E8	4,4570E8	-3,29240E7
1970	4,07E8	4,7783E8	-7,12537E7
1971	4,21E8	5,0997E8	-8,91650E7
1972	4,56E8	5,4210E8	-8,61514E7

1973	4,93E8	5,7424E8	-8,10569E7
1974	5,60E8	6,0637E8	-4,58719E7
1975	6,81E8	6,3851E8	4,21036E7
1976	7,43E8	6,7064E8	7,27328E7
1977	7,80E8	7,0278E8	7,67959E7
1978	8,35E8	7,3491E8	1,00179E8

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 13



Fuente: Elaborado por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, el factor tiempo (variable independiente), durante el período 1961-1978, ejerció influencia en la explicación de los valores asumidos por la In (variable dependiente), en un 88%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, el coeficiente, relacionado a la constante, es significativo e igualmente el de la pendiente de la recta de regresión; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

9.2.2 Integral indefinida

Como ya pudimos estimar, a través de la regresión lineal, la ecuación de la inversión neta, equivalente a $In = 1,565E8 + 3,213E7t$, procederemos de inmediato, a calcular, primero, la trayectoria temporal de la formación de capital y segundo, nuestro objeto, la magnitud del capital acumulado en el período 1936-1960.

Seguimos con Chiang. Supongamos que el flujo de inversión neta lo describe la ecuación $In = 1,565E8 + 3,213E7t$ y que el capital inicial para el instante $t = 0$, es $K(0)$. ¿Cuál es la trayectoria de tiempo del capital K ? al integrar $In(t)$ respecto a t , tenemos:

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

$$K(t) = \int \ln(t) dt = \int (1,565E8 + 3,213E7t) dt = \int 1,565E8 dt + \int 3,213E7t dt = 1,565E8 \int dt + 3,213E7 \int t dt = 1,565E8t + 3,213E7(1/2)t^2 + c$$

Si hacemos $t = 0$, tendremos:

$$K(0) = 1,565E8(0) + 3,213E7(1/2)(0)^2 + c = 0 + 0 + c = c$$

Por tanto, la trayectoria de tiempo de K es

$$K(t) = 1,565E8t + 3,213E7(1/2)t^2 + K(0).$$

9.2.3 Integral definida

Para calcular la cantidad de formación de capital, tenemos que recurrir al concepto de integral definida.

Habida cuenta que $\int \ln(t) = K(t)$, podemos escribir la integral definida del modo siguiente:

$$\int_a^b \ln(t) dt = K(t) \Big|_a^b = K(b) - K(a)$$

Como deseamos calcular la formación de capital, desde el año 1961 al año 1978, modificamos la ecuación anterior y tendremos.

$$K(t) = K(0) + \int_0^t \ln(t) dt$$

Así la cantidad de K para cualquier instante t es el capital inicial (año 1961) más la acumulación total de capital que se ha dado desde entonces, hasta el año 1978.²¹ Procedamos.

$$\begin{aligned} \int_0^{18} \ln(t) dt &= K(0) + [1,565E8t + 3,213E7(1/2)t^2] \Big|_0^{18} = K(0) + K(18) - K(0) = \\ &= 2,76E8 + (1,565E8)(18) - (1,565E8)(0) + 3,213E7(1/2)(18)^2 - 3,213E7(1/2)(0)^2 = \\ &= 2,76E8 + (1,565E8)(18) + 3,213E7(1/2)(18)^2 = \text{RD}\$8,298,060,000.00 \end{aligned}$$

La formación de capital, en la industria manufacturera dominicana, en el período 1961-1978, fue de casi 8 mil 300 millones de pesos dominicanos, más que duplicó la correspondiente al período 1936-1960.

9.3 Cálculo de la masa de ganancia (1961-1978)

Para calcular la masa de ganancia hemos utilizado el valor de las ventas menos el costo total de producción, que incluye: materias primas, combustibles, envases, energía eléctrica, sueldos y el valor de la depreciación de los activos fijos.

Cuadro 220
Masa de ganancia (1961-1978)

Año	Valor de las ventas	Costo total de producción	Masa de ganancia
1961	253443174	185106872,8	68336301,2

²¹ Véase la obra de Chiang, *Métodos fundamentales de economía matemática*, pp. 465-467.

1962	326590915	255197505,5	71393409,5
1963	364863418	303800876,4	61062541,6
1964	406264559	347769775,1	58494783,9
1965	339509572	294839796,7	44669775,3
1966	403885000	327185900	76699100
1967	423521000	323555300	99965700
1968	449862000	348868900	100993100
1969	502332000	390730500	111601500
1970	583257000	435781200	147475800
1971	677271000	484807600	192463400
1972	826207000	572291000	253916000
1973	1058350000	744828600	313521400
1974	1478137000	1094921600	383215400
1975	1890133000	1328567200	561565800
1976	1819128000	1394266000	424862000
1977	2029531000	1545889000	483642000
1978	2092540000	1647127700	445412300
Total	15924825638	12025535327	3899290312

Fuente: Elaborado por Manuel Linares, en base a “Estadística Industrial de la República Dominicana”, ONE.

La masa de ganancia, en el período 1961-1978, fue de RD\$3,899,290,312. Desciende en los años de convulsión e inestabilidad políticas, pero a partir del año 1966 reanuda el ascenso. Mientras la cantidad vendida de productos industriales aumentaba rápidamente e igualmente sus precios, el costo salarial lo hacía con menos impulso. Esta realidad estuvo alimentada por el golpeo sistemático a los sindicatos obreros clasistas, de parte del balaguerismo y los patronos capitalistas y por el predominio de mercados de bienes con tendencias monopólicas.

9.4. Cálculo de la masa de plusvalía engendrada en el sector industrial (1961-1978)

Ahora pasamos a cuantificar el valor anual de la extracción de plusvalía al proletariado industrial, en la industria manufacturera dominicana, en el período 1961-1978. Para ello es conveniente que expliquemos al lector cómo estructuramos algunas variables fundamentales utilizadas en su cuantificación.

En el cuadro que se presenta abajo aparece la tasa de depreciación de los activos fijos, equivalente a un 10%; naturalmente esta es una hipótesis o supuesto que establecemos, con el fin de viabilizar el cálculo indicado, ya que si nos atenemos a la ley de Sociedades Comerciales, No. 129-12, vigente en la República Dominicana, que estipula las tasas de depreciación a que se deben someter activos como muebles y equipos de oficinas, 25%; maquinarias, 15%; y edificios, 5%, la valorización de la depreciación se haría imposible de acometer. Por consiguiente, el procedimiento utilizado para calcular la depreciación de los activos fijos, es multiplicar la tasa de depreciación por la inversión de capital, cada año, es decir, $D = IC(D) = IC(10\%)$. Por otra parte, la columna relacionada con los insumos productivos, IP, es el resultado de la adición de los valores de materias primas, combustibles y energía eléctrica y envases (los jornales y sueldos quedan excluidos), de modo que, $IP = MP + C + E$.

En las partes restantes, del cuadro que estamos discutiendo, aparece la variable capital constante (c). Ésta surge de sumar los valores de la depreciación, D, con los insumos productivos, IP, es decir, $c = D + IP$; el capital variable (v), es la erogación que hizo la industria, para contratar empleados y obreros, es el pago de jornales y sueldos.

La composición orgánica del capital (k), es el cociente que resulta de dividir el capital constante entre el capital variable, $k = c/v$; la plusvalía (p) es el resultado de restarle, al valor del producto (valor de la venta -V-), el capital constante y el capital variable, $p = V - c - v$; la cuota de plusvalía (p'), resulta de dividir la plusvalía entre el capital variable y luego multiplicamos por 100, $p' = (p/v)(100)$; y finalmente la cuota de ganancia (g'), es el cociente que resulta de dividir la plusvalía entre la suma del capital constante y el capital variable y luego multiplicamos por 100, $g' = p/(c+v)(100)$.

Cuadro 221
Movimiento industrial (1961-1978)
(En RD\$)

Año	Inversión de capital (IC)	Tasa de depreciación	Depreciación (D)	Insumos productivos (IP)
1961	307208528	10%	30720852,8	116114975
1962	306833025	10%	30683302,5	151573620
1963	296442944	10%	29644294,4	185344322
1964	348846401	10%	34884640,1	206279866
1965	359743807	10%	35974380,7	177538337
1966	374359000	10%	37435900	201954000
1967	394433000	10%	39443300	203807000
1968	415819000	10%	41581900	224676000
1969	458635000	10%	45863500	250467000
1970	451752000	10%	45175200	284226000
1971	467556000	10%	46755600	326649000
1972	506610000	10%	50661000	388235000
1973	547976000	10%	54797600	544840000
1974	622776000	10%	62277600	864854000
1975	756232000	10%	75623200	1047876000
1976	825970000	10%	82597000	1097080000
1977	866190000	10%	86619000	1232843000
1978	927877000	10%	92787700	1312171000
Total	9235259705	-	923525970,5	8816529120

(Continuación)...

Año	Obreros y empleados	Valores ventas
1961	80054	253443174
1962	89300	326590915
1963	117831	364863418

Linares

1964	104828	406264559
1965	84032	339509572
1966	96734	403885000
1967	107595	423521000
1968	99517	449862000
1969	98955	502332000
1970	114876	583257000
1971	118266	677271000
1972	130515	826207000
1973	144774	1058350000
1974	146697	1478137000
1975	130100	1890133000
1976	119406	1819128000
1977	127437	2029531000
1978	130255	2092540000

Continuación

Año	Capital constante (c)	Capital variable (v)	Composición orgánica del capital (k)	Plusvalía (p)
1961	146835827,8	38271045	3,84	68336301,2
1962	182256922,5	72940583	2,50	71393409,5
1963	214988616,4	88812260	2,42	61062541,6
1964	241164506,1	106605269	2,26	58494783,9
1965	213512717,7	81327079	2,63	44669775,3
1966	239389900	87796000	2,73	76699100
1967	243250300	80305000	3,03	99965700
1968	266257900	82611000	3,22	100993100
1969	296330500	94400000	3,14	111601500
1970	329401200	106380000	3,10	147475800
1971	373404600	111403000	3,35	192463400
1972	438896000	133395000	3,29	253916000
1973	599637600	145191000	4,13	313521400
1974	927131600	167790000	5,53	383215400
1975	1123499200	205068000	5,48	561565800
1976	1179677000	214589000	5,50	424862000
1977	1319462000	226427000	5,83	483642000
1978	1404958700	242169000	5,80	445412300
Total	9740055091	2285480236	4,26	3899290312

Conclusión

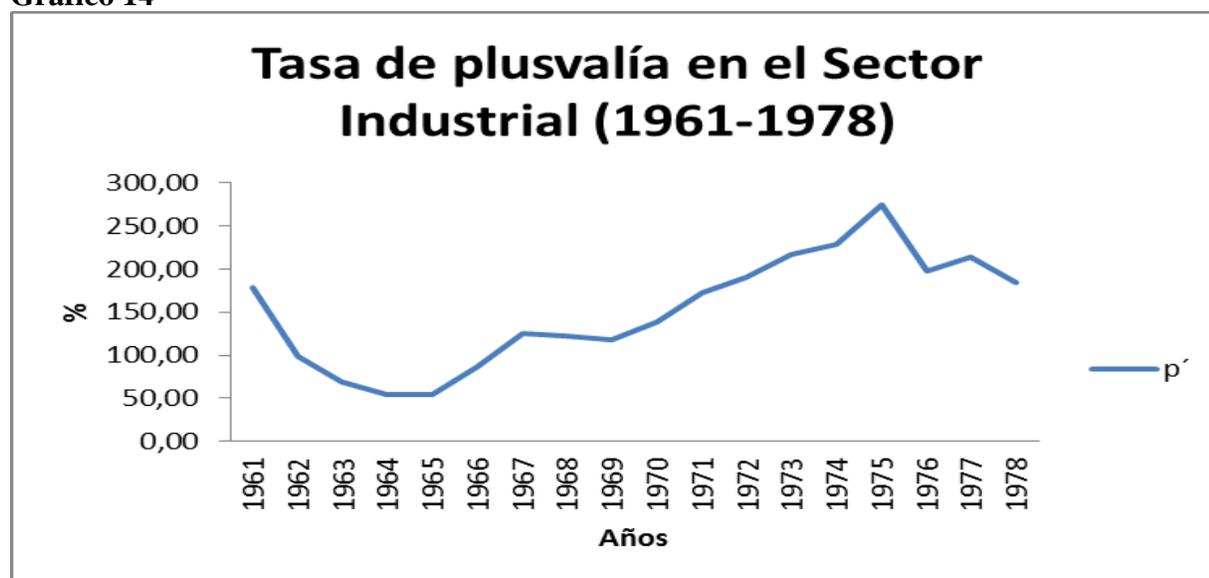
Año	p'	g'
1961	178,56	36,92

1962	97,88	27,98
1963	68,75	20,10
1964	54,87	16,82
1965	54,93	15,15
1966	87,36	23,44
1967	124,48	30,90
1968	122,25	28,95
1969	118,22	28,56
1970	138,63	33,84
1971	172,76	39,70
1972	190,35	44,37
1973	215,94	42,09
1974	228,39	35,00
1975	273,84	42,27
1976	197,99	30,47
1977	213,60	31,29
1978	183,93	27,04
Media del período	170,60	32,42

Fuente: Elaborado por Manuel Linares, en base a “Estadística Industrial de la República Dominicana”, ONE.

La masa de plusvalía extraída al proletariado industrial, por los capitalistas nacionales y extranjeros, en el período 1961-1978, fue impresionante: RD\$3,899,290,312 y su tasa mostró una tendencia creciente. El desarrollo del sector descansó en una incesante explotación obrera, mucho más intensa que en la época trujillista.

Gráfico 14



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

9.5 Econometría-matemática de la plusvalía engendrada en el sector industrial (1961-1978)

Marx, postuló varias leyes sobre la plusvalía, una de ellas se refiere a que la masa de plusvalía producida es igual a la magnitud del capital variable desembolsado multiplicado por la cuota de plusvalía ($p = p' \cdot v$). Comprobemos esta ley con los datos estadísticos del sector industrial dominicano, en el período 1961-1978.

Cuadro 222

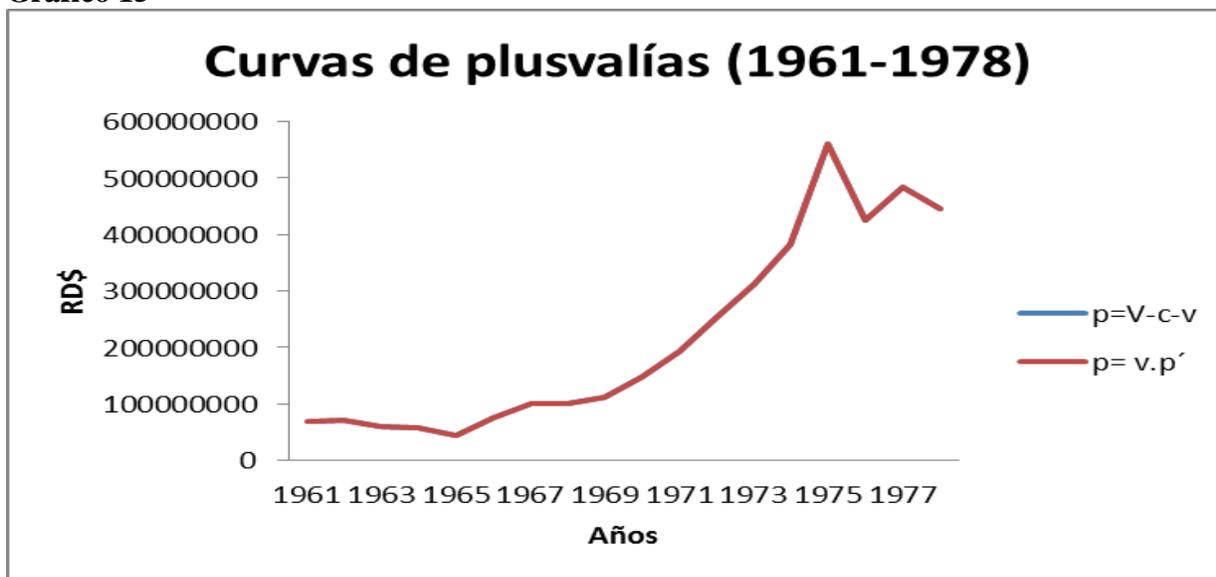
Comprobación empírica de la ley marxista, No. 1, sobre la masa de plusvalía (1961-1978)

Año	Cuota de plusvalía (p')	Capital variable (v)	Plusvalía $p = (p' \cdot v)/100$
1961	178,56	38271045	68336777,95
1962	97,88	72940583	71394242,64
1963	68,75	88812260	61058428,75
1964	54,87	106605269	58494311,1
1965	54,93	81327079	44672964,49
1966	87,36	87796000	76698585,6
1967	124,48	80305000	99963664
1968	122,25	82611000	100991947,5
1969	118,22	94400000	111599680
1970	138,63	106380000	147474594
1971	172,76	111403000	192459822,8
1972	190,35	133395000	253917382,5
1973	215,94	145191000	313525445,4
1974	228,39	167790000	383215581
1975	273,84	205068000	561558211,2
1976	197,99	214589000	424864761,1
1977	213,60	226427000	483648072
1978	183,93	242169000	445421441,7

Fuente: Elaborado por Manuel Linares, en base a “Estadística Industrial de la República Dominicana”, ONE, 1961-1978.

Advierta, amigo lector, que la masa de plusvalía calculada en base a ley No,1 de Marx, sobre la plusvalía, arrojó resultados muy similares a la calculada con la vieja fórmula $p = vp - c - v$, es decir, la plusvalía es igual al valor del producto menos la sumatoria del capital constante y el capital variable. Observe el siguiente gráfico, en el que ambas curvas se confunden:

Gráfico 15



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Queda pues comprobada la primera ley marxista señalada. Asociemos, ahora, la plusvalía con la econometría-matemática.

Pasemos ahora a ensayar algunos modelos econométricos.

Estimaremos varios modelos. El primero asocia la masa de plusvalía del sector industrial dominicano, con la variable tiempo; se procura estudiar cómo influye el tiempo sobre la masa de plusvalía. El segundo asocia la masa de plusvalía con la cuota de plusvalía y el capital variable; se procura estudiar cómo influyen las dos variables independientes citadas, sobre la variable dependiente (plusvalía).

9.5.1 Modelo econométrico de regresión lineal: plusvalía versus el tiempo

Iniciemos el estudio econométrico. El primer modelo que ensayaremos, con el fin de captar la dinámica tendencial de la masa de plusvalía, en el período 1961-1978, es el que relaciona la plusvalía con el factor tiempo, es decir, $p = f(t)$. De modo que el modelo a estimar sería este: $p = \alpha + \beta t + \mu$, donde:

p = plusvalía

α = intercepto

β = coeficiente de la tangente de la recta

t = variable tiempo

μ = perturbación estocástica

Este modelo será estimado mediante el método de los mínimos cuadrados, partiendo de las informaciones contenidas en el cuadro siguiente:

Cuadro 223
Plusvalía generada en el sector industrial dominicano (1936-1960)

Años	Variable dependiente: plusvalía (p)	Variable independiente: tiempo (t)
1961	68336301,2	1
1962	71393409,5	2
1963	61062541,6	3
1964	58494783,9	4
1965	44669775,3	5
1966	76699100,0	6
1967	99965700,0	7
1968	100993100,0	8
1969	111601500,0	9
1970	147475800,0	10
1971	192463400,0	11
1972	253916000,0	12
1973	313521400,0	13
1974	383215400,0	14
1975	561565800,0	15
1976	424862000,0	16
1977	483642000,0	17
1978	445412300,0	18

Fuente: Elaborado por Manuel Linares.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Ecuación lineal	$p = -6,418E7 + 2,956E7t$
Error estándar	ee= (3,606E7) (3331309,946)
Valores t	t= (-1,780) (8,873)
Valores p	p= (0,094) (0,000)
Coefficiente de determinación	$r^2 = 0,831$
Coefficiente de correlación de Pearson	r= 0,912
Grados de libertad	g de l= 16
Test de la F de Fisher	$F_{1,16} = 78,727$
Durbin Watson	DW= 0,761

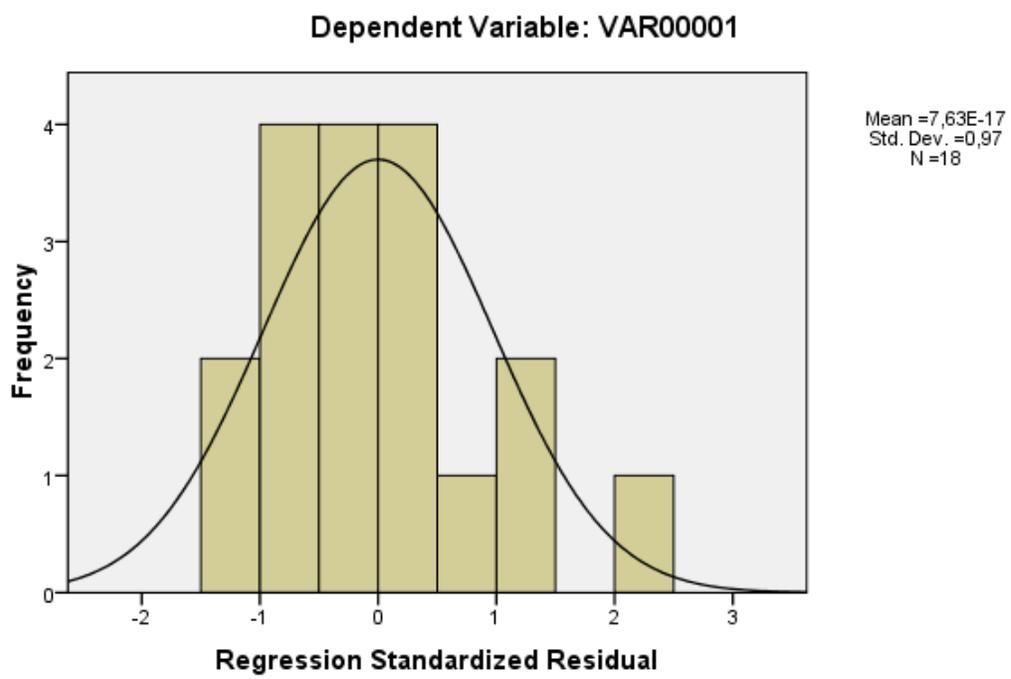
Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 2,956E7, mide la pendiente de la recta, indica que dentro de un intervalo muestral de t entre 1 y 18, a medida que t se incrementa en un año, el incremento estimado en la plusvalía es de 2,956E7. El coeficiente -6,418E7, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre la plusvalía de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de $r^2 = 0,831$ significa que cerca del 83.1% de la variación en la plusvalía está explicado por el factor tiempo. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0,912 muestra que las dos variables, plusvalía y tiempo, poseen una correlación positiva elevada.

En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 16 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a $-1,780$ es $0,094$ y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a $8,873$ es $0,000$. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a $-1,780$ es $0,094$; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es de 904 por cada $10,000$ casos, que es baja; de aquí que podamos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es diferente a cero (0); es rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a $8,873$, es $0,000$. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es prácticamente cero (0), de aquí que podamos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

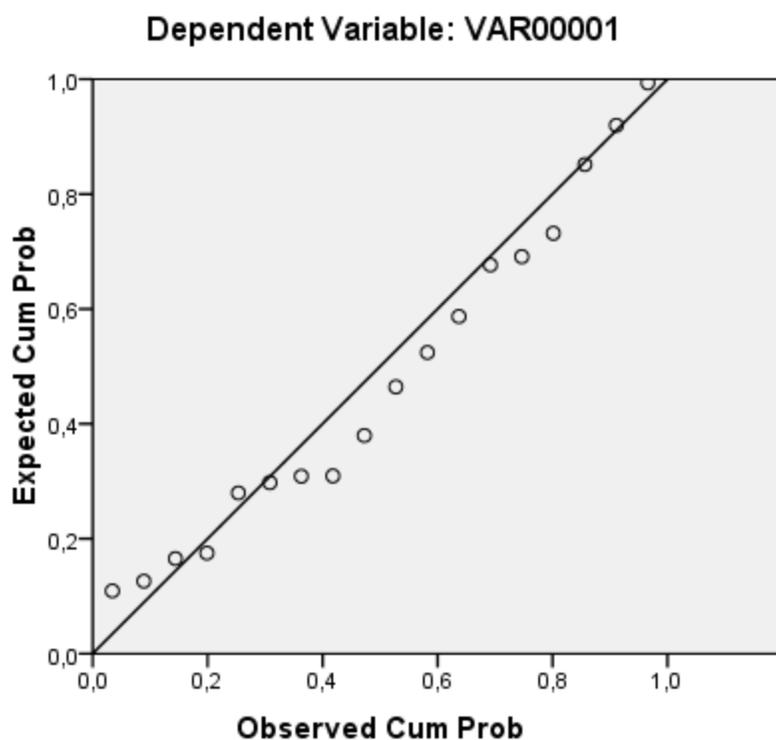
La razón de varianzas, F , para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 16 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,16} = 4,49$, obviamente inferior a la obtenida, $78,727$, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson ($0,761$) no se encuentra en la vecindad de 2 , lo que indica que hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre la plusvalía y el factor tiempo, pues el término de perturbación estocástica, u , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. Igualmente se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciese a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores de la plusvalía, tanto efectivos como estimados y los valores de μ , así como su correspondiente gráfica.

Cuadro 224
Plusvalía efectiva, plusvalía estimada y valores residuales (1936-1960)

Año	Plusvalía efectiva (p)	Plusvalía estimada (pe)	Valores de μ
1961	68336301,20	-3,4617E7	1,02954E8
1962	71393409,50	-5,0593E6	7,64527E7
1963	61062541,60	2,4499E7	3,65636E7
1964	58494783,90	5,4057E7	4,43766E6
1965	44669775,30	8,3615E7	-3,89456E7
1966	76699100,00	1,1317E8	-3,64744E7
1967	99965700,00	1,4273E8	-4,27660E7
1968	1,01E8	1,7229E8	-7,12968E7
1969	1,12E8	2,0185E8	-9,02466E7
1970	1,47E8	2,3141E8	-8,39305E7

1971	1,92E8	2,6096E8	-6,85011E7
1972	2,54E8	2,9052E8	-3,66067E7
1973	3,14E8	3,2008E8	-6,55955E6
1974	3,83E8	3,4964E8	3,35762E7
1975	5,62E8	3,7920E8	1,82368E8
1976	4,25E8	4,0876E8	1,61064E7
1977	4,84E8	4,3831E8	4,53282E7
1978	4,45E8	4,6787E8	-2,24597E7

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 16



Fuente: Elaborado por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, el factor tiempo (variable independiente), durante el período 1961-1978, ejerció influencia en la explicación de los valores asumidos por la plusvalía (variable dependiente), en un 83.1%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, tanto la constante, como el coeficiente, relacionado a la pendiente de la recta de regresión, son significativos; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

9.5.1.1 Brechas expansivas y brechas contraccionistas

Antes de pasar a correr el segundo modelo, es conveniente discutir acerca de las brechas expansionistas y contraccionistas de la plusvalía, en ocasión del primer modelo estimado. En efecto, la recta, sin altibajos, en el gráfico presentado arriba, representa la plusvalía tendencial, que sería aquella que resulta de un crecimiento anual, de dicha plusvalía, atendiendo exclusivamente a la influencia que pudiere ejercer sobre ella el paso del tiempo, tomando en cuenta un grado de explotación y de empleo de la fuerza de trabajo, que no provoquen perturbaciones agudas en el proceso de acumulación de capital. La otra, es aquella que ha ocurrido en la realidad. En el gráfico se advierte que, en unos años, la efectiva se encuentra por

encima de la tendencial, en otros, se encuentra por debajo. En ambos casos se forman brechas. En el primer caso tenemos brechas expansionistas, en el segundo, tenemos brechas contraccionistas de la plusvalía.

¿Qué es lo que provoca las citadas brechas? Hagamos un análisis inferencial. Las brechas se relacionan con las plusvalías (potencial y efectiva). La plusvalía, a su vez se relaciona con la cuota de plusvalía (grado de explotación de la fuerza de trabajo) y con el capital variable (sueldos y salarios); igualmente la plusvalía se relaciona con el valor de las ventas y el capital invertido en la generación del producto (capital constante más capital variable); y las ventas dependen de la capacidad compra de los ciudadanos, particularmente de la mayoría de la población, compuesta por proletarios y campesinos pobres. De modo que la plusvalía tiene factores determinantes que están localizados en su vecindad y otros que se localizan un poco más distantes. La conclusión es obvia. Las brechas expansivas son determinadas por el ascenso del grado de explotación de la fuerza de trabajo (cuota de plusvalía), más allá de los límites que bordean la plusvalía potencial, bajo el supuesto de constancia de los demás factores influyentes en la generación de la plusvalía, o por el ascenso simultáneo de la cuota de plusvalía y el capital variable o por el aumento del capital variable, bajo el supuesto de constancia de los demás factores influyentes en la plusvalía. Las brechas contraccionistas serían entonces resultado del descenso del grado de explotación de la fuerza de trabajo (cuota de plusvalía), alejándose de los límites que bordean la plusvalía potencial, bajo el supuesto de constancia de los demás factores influyentes en la generación de la plusvalía, o por el descenso simultáneo de la cuota de plusvalía y el capital variable o por la disminución del capital variable, bajo el supuesto de constancia de los demás factores influyentes en la plusvalía.

En el cuadro que se expone abajo, tenemos la plusvalía efectiva, la plusvalía estimada, relación entre la primera y la segunda, y el tipo de brecha (expansionista o contraccionista). En la penúltima columna aparece precisamente el cociente que resulta de dividir la plusvalía efectiva entre la plusvalía estimada; si dicha relación es mayor que uno (1), la brecha es expansiva, si es menor que uno (1) la brecha es contraccionista. En los años 1961-1964 y 1974-1977, se produjeron brechas expansionistas y en los períodos 1965-1973 y en el año 1978, se produjeron brechas contraccionistas. Estas brechas tuvieron su génesis en una combinación de todos los factores, tanto cercanos como distantes, que determinan la plusvalía.

Cuadro 225

Brechas expansivas y contraccionistas a nivel de la plusvalía y el PIB real (1961-1978)

Años	Plusvalía efectiva	Plusvalía estimada	Relación PE/Pest.	Brecha
1961	68336301,20	-3,4617E7	-1,97E+00	Expansiva
1962	71393409,50	-5,0593E6	-1,41E+01	Expansiva
1963	61062541,60	2,4499E7	2,49E+00	Expansiva
1964	58494783,90	5,4057E7	1,08E+00	Expansiva
1965	44669775,30	8,3615E7	5,34E-01	Contraccionista
1966	76699100,00	1,1317E8	6,78E-01	Contraccionista
1967	99965700,00	1,4273E8	7,00E-01	Contraccionista
1968	1,01E8	1,7229E8	5,86E-01	Contraccionista
1969	1,12E8	2,0185E8	5,55E-01	Contraccionista

1970	1,47E8	2,3141E8	6,35E-01	Contraccionista
1971	1,92E8	2,6096E8	7,36E-01	Contraccionista
1972	2,54E8	2,9052E8	8,74E-01	Contraccionista
1973	3,14E8	3,2008E8	9,81E-01	Contraccionista
1974	3,83E8	3,4964E8	1,10E+00	Expansiva
1975	5,62E8	3,7920E8	1,48E+00	Expansiva
1976	4,25E8	4,0876E8	1,04E+00	Expansiva
1977	4,84E8	4,3831E8	1,10E+00	Expansiva
1978	4,45E8	4,6787E8	9,51E-01	Contraccionista

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Aparentemente hay una contradicción entre las hipótesis causales que generan las brechas. Hemos supuesto que éstas se encuentran determinadas, en última instancia, por la cuota de plusvalía y el capital variable, como factores más cercanos a las mismas. Sin embargo, en varios años en los cuales estos factores muestran una tendencia alcista, se presentan brechas contraccionistas y viceversa. Estas contradicciones o incoherencias no se manifestaron al estudiar el fenómeno en cuestión en la tiranía trujillista. Es probable que en el período 1961-1978, apareciera una lucha sindical fuerte, en favor de la reivindicación económica obrera, inexistente en el trujillismo, que si bien no anuló la sed de plusvalía de los patronos capitalistas, sirvió de dique; por tanto, la plusvalía potencial acusó una mayor fortaleza que la efectiva.

9.5.2 Modelo econométrico de regresión lineal múltiple: plusvalía función de la cuota de plusvalía y del capital variable

Ensayemos un segundo modelo. Para Marx, la relación que existe entre la masa de plusvalía, por un lado, y la cuota de plusvalía y el capital variable, por otro lado, es lineal. De ahí que nosotros la expresamos así: $p = f(p', v)$. Es por esta razón que estudiaremos esta relación estructurando un modelo econométrico de regresión lineal múltiple. Veamos:

El modelo queda estructurado de este modo: $p = \alpha + \beta p' + \gamma v + \mu$, donde:

p = plusvalía

α = intercepto

β = coeficiente de la tangente de la recta

p' = cuota de plusvalía

γ = coeficiente de la tangente de la recta

v = capital variable

μ = perturbación estocástica

Las informaciones de las cuales partimos para estimar este modelo son las siguientes:

Cuadro 226
Masa de plusvalía, cuota de plusvalía y capital variable del sector industrial dominicano (1961-1978)

Años	Plusvalía (p)	Cuota de plusvalía (p')	Capital variable (v)
1961	68336301,2	178,56	38271045

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1962	71393409,5	97,88	72940583
1963	61062541,6	68,75	88812260
1964	58494783,9	54,87	106605269
1965	44669775,3	54,93	81327079
1966	76699100	87,36	87796000
1967	99965700	124,48	80305000
1968	100993100	122,25	82611000
1969	111601500	118,22	94400000
1970	147475800	138,63	106380000
1971	192463400	172,76	111403000
1972	253916000	190,35	133395000
1973	313521400	215,94	145191000
1974	383215400	228,39	167790000
1975	561565800	273,84	205068000
1976	424862000	197,99	214589000
1977	483642000	213,60	226427000
1978	445412300	183,93	242169000

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Ecuación lineal	$p = -1,972E8 + 1154968,472p' + 1,883v$
Error estándar	ee = (1,349E7) (107612,141) (0,115)
Valores t	t = (-14,617) (10,733) (16,335)
Valores p	p = (0.000) (0.000) (0.000)
Coefficiente de determinación	$R^2 = 0,987$
Coefficiente de correlación de Pearson	R = 0,993
Grados de libertad	g de l = 15
Test de la F de Fisher	$F_{1,15} = 568,782$
Durbin Watson	DW = 1,861

Bondad del ajuste. El coeficiente 1154968,472, indica que a medida que p' se incrementa en 1 punto porcentual, manteniendo constantes las demás variables independientes, el incremento estimado en la plusvalía es de RD\$1,154,968.47. El coeficiente 1.883, indica que a medida que v se incrementa en 1%, manteniendo constantes las demás variables independientes, el incremento estimado en la plusvalía es de 1.883%. El coeficiente -1,972E8, indica el efecto promedio sobre la plusvalía de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de $r^2 = 0.987$ significa que cerca del 98.7% de la variación en la plusvalía está explicado por la cuota de plusvalía y el capital variable. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.993 muestra que la variable dependiente y las variables independientes, poseen una correlación positiva muy elevada.

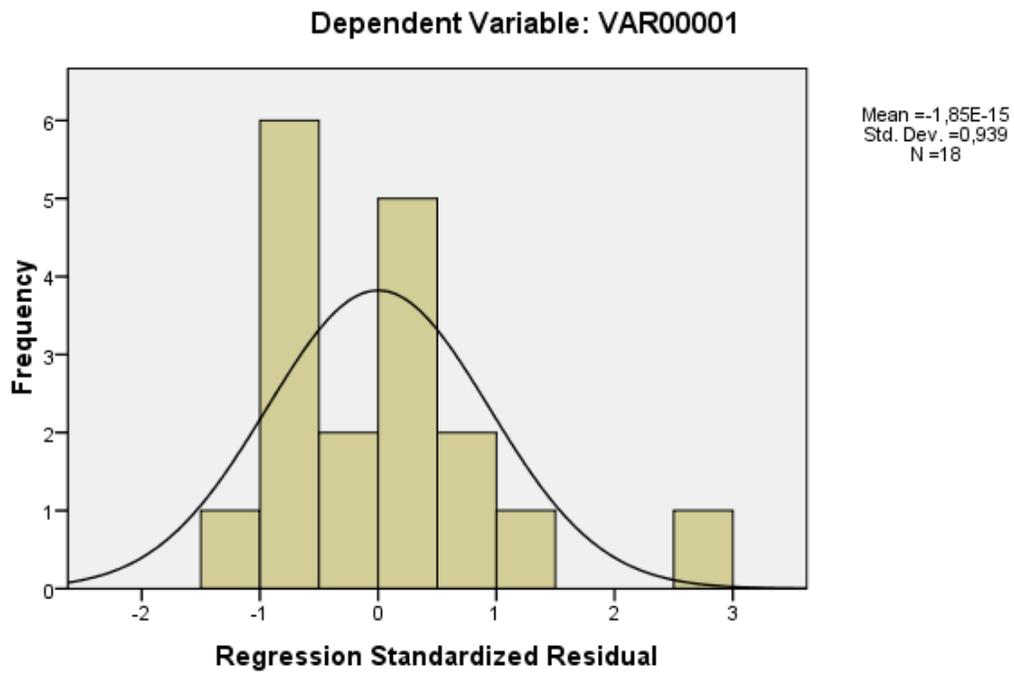
En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados bajo la hipótesis nula de

que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 15 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a -14,617 es 0.000, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 10,733 es 0.000, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 16,335 es 0.000, por tanto, dadas estas bajísimas probabilidades, queda rechazada, en cada caso, la hipótesis nula.

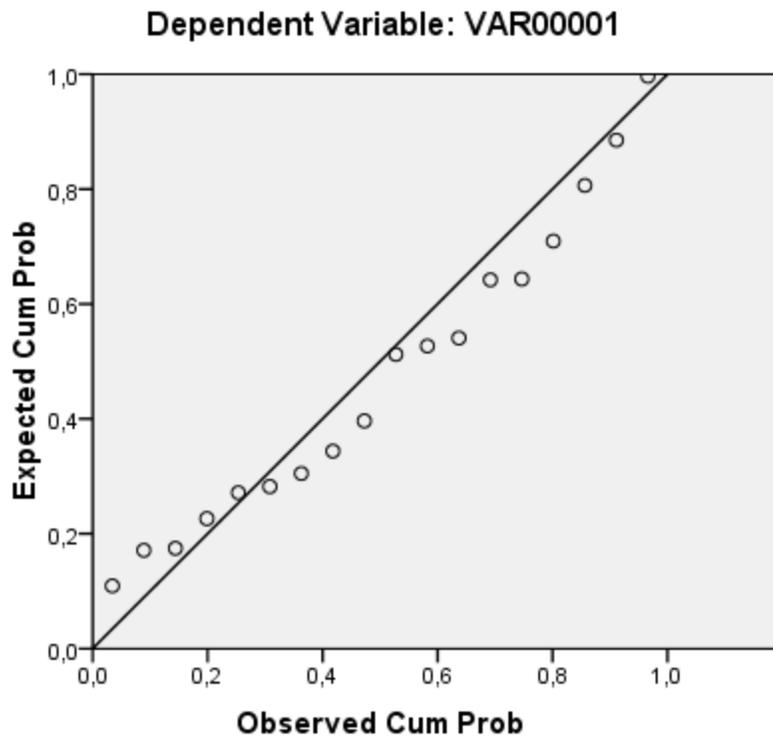
La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 15 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,15} = 4.54$, obviamente inferior a la obtenida, 568,782, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de las variables independientes sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (1,861) se encuentra en la vecindad de 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre la variable dependiente y las variables independientes, pues el término de perturbación estocástica, u, sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. Igualmente se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u, y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciese a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u, están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores de la plusvalía, tanto efectivos como estimados y los valores de μ , así como su correspondiente gráfica.

Cuadro 227

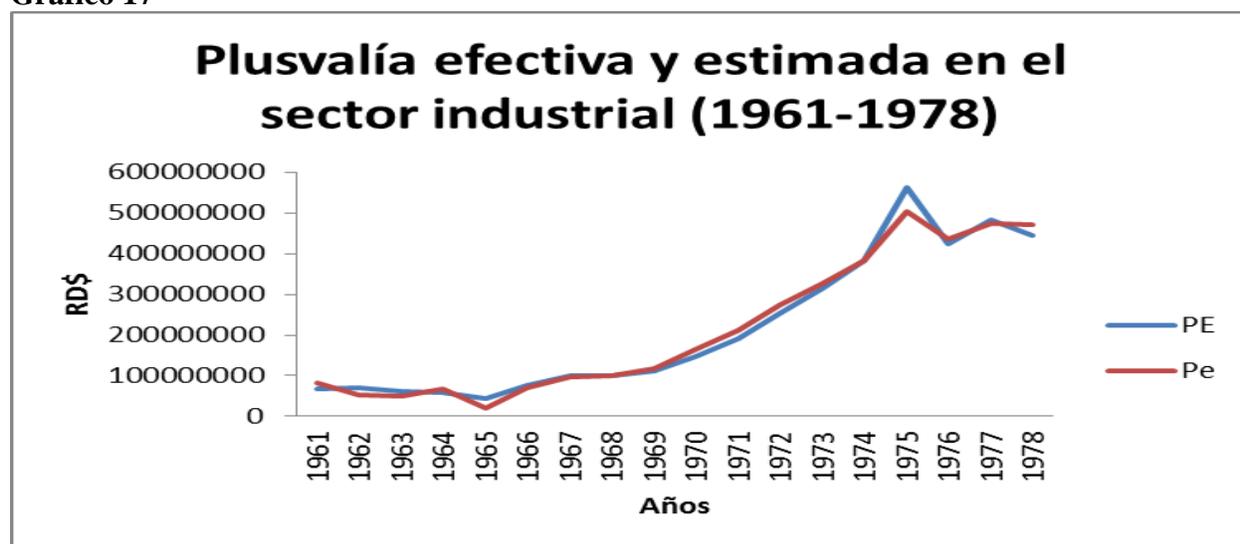
Plusvalía efectiva y plusvalía estimada del sector industrial dominicano (1961-1978)

Año	Plusvalía efectiva	Plusvalía estimada	Valores residuales
1961	68336301,20	8,1121E7	-1,27851E7
1962	71393409,50	5,3226E7	1,81678E7
1963	61062541,60	4,9470E7	1,15928E7
1964	58494783,90	6,6945E7	-8,45040E6
1965	44669775,30	1,9413E7	2,52573E7
1966	76699100,00	6,9050E7	7,64917E6
1967	99965700,00	9,7816E7	2,14982E6
1968	1,01E8	9,9583E7	1,41032E6
1969	1,12E8	1,1713E8	-5,52691E6
1970	1,47E8	1,6326E8	-1,57853E7
1971	1,92E8	2,1214E8	-1,96757E7
1972	2,54E8	2,7387E8	-1,99527E7
1973	3,14E8	3,2564E8	-1,21163E7

1974	3,83E8	3,8257E8	6,41644E5
1975	5,62E8	5,0527E8	5,62996E7
1976	4,25E8	4,3559E8	-1,07290E7
1977	4,84E8	4,7591E8	7,72948E6
1978	4,45E8	4,7129E8	-2,58764E7

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 17



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal múltiple, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, las variables independientes, cuota de plusvalía y el capital variable, ejercieron influencias en la explicación de los valores asumidos por la plusvalía (variable dependiente), en un 98.7%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando las independientes avanzaban, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, los coeficientes, de la ecuación de regresión estimada, son significativos, desde el punto de vista estadístico; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

9.5.3 Diferenciación de las funciones estimadas

Corrimos dos (2) modelos econométricos, de los cuales surgieron las dos (2) funciones que de inmediato son listadas:

$$p = -6,418E7 + 2,956E7t$$

$$p = -1,972E8 + 1154968,472p' + 1,883v$$

Procedamos a diferenciarlas:

$dp/dt = 0 + (1)2,956E7t^{-1} = 2,956E7t^0 = 2,956E7(1) = 2,956E7$. Este resultado representa, en el plano geométrico, el coeficiente de la pendiente de la recta de regresión. De modo que cuando pasa cada año, la plusvalía tiende a incrementarse en 2,956E7.

$\partial p / \partial p' = 0 + (1)1154968,472p'^{-1} + 0 = (1) 1154968,472p'^0 = 1154968,472(1) = 1154968,472$. Este resultado indica que cuando p' se incrementa en un punto porcentual, permaneciendo constante el capital variable, la plusvalía se incrementa en 1154968,472. Sugiere, este resultado, una alta sensibilidad de cambio de la masa de plusvalía, ante las variaciones de la cuota de plusvalía.

$\partial p / \partial v = 0 + 0 + (1) 1,88v^{-1} = + (1) 1,88v^0 = 1,88(1) = 1,88$. Este resultado indica que cuando v se incrementa en 1%, permaneciendo constante la cuota de plusvalía, la plusvalía se incrementa en 1,88%. De aquí se puede extraer una conclusión similar a la planteada en el caso de la cuota de plusvalía.

9.6 Cálculo de la cuota de ganancia media en el sector industrial (1961-1978)

Como decíamos en el tomo I, al estudiar el tema que nos convoca ahora, la cuota de ganancia media, que Marx le otorgó mucha importancia a la cuota de ganancia media. Una economía capitalista cuenta con miles de establecimientos industriales; cada uno de los cuales, engendra su propia cuota de ganancia y si el asunto es estudiado a lo largo de una serie histórica, como lo estamos haciendo en esta investigación, el asunto se complica aún más. Por tal motivo, hay que tratar de calcular una cuota promedio que represente a las diferentes cuotas de ganancia engendradas por los más variados establecimientos y ramas industriales. Siguiendo a Marx, nos proponemos estudiar a una profundidad mayor, la formación de la cuota general de ganancia, es decir, la cuota de ganancia media, y cómo los valores de las mercancías se mutan en precios de producción, en el sector industrial dominicano, período 1961-1978. Las indicaciones precisas de cómo se estudia, tal problemática, las encontramos en el capítulo IX, del tomo III, de *El Capital*, que lleva por título precisamente lo que estamos investigando: “Cómo se forma una cuota general de ganancia (cuota de ganancia media) y cómo los valores de las mercancías se convierten en precios de producción”. Marx, en el capítulo citado, aclara el procedimiento, para calcular la cuota de ganancia media, que de inmediato citamos. 1) La composición orgánica del capital depende en cualquier momento dado de dos factores: en primer lugar, de la proporción técnica entre la fuerza de trabajo empleada y la masa de los medios de producción invertidos; en segundo lugar, del precio de estos medios de producción; 2) para establecer la comparación damos por supuestos, asimismo, una cuota invariable de plusvalía, cualquiera que ella sea...

Más adelante, Marx, hace un ejemplo, tomando cinco esferas de producción distintas, asigna una composición orgánica distinta a cada uno de los capitales invertidos en ellas y fija en un 100% la cuota de plusvalía. A partir de estos datos obtiene la plusvalía, multiplicando el capital variable por la cuota de plusvalía; el valor del producto, sumando el capital constante, el variable y la plusvalía, en cada esfera de producción y finalmente calcula la cuota de ganancia. Ahora bien, la cuota de ganancia media la calculó dividiendo la masa total de plusvalía entre el total de los capitales invertidos. Hagamos, pues, el cálculo en la economía dominicana, para la serie de tiempo 1961-1978, transitando dos caminos distintos. Primer camino: nos acogemos al procedimiento planteado por Marx, pero dejamos libre la cuota de plusvalía, tal como la calculamos para el período 1961-1978. Segundo camino: nos acogemos estrictamente al

procedimiento planteado por Marx, particularmente fijando la cuota de plusvalía. Procedamos con el primer camino.

El cuadro, presentado abajo, contiene las variables siguientes: capital constante (c), capital variable (v), composición orgánica del capital (k), cuota de plusvalía (p'), plusvalía (p) y cuota de ganancia (g'). Los valores, de todas estas variables fueron calculados, más arriba, en el epígrafe “Cálculo de la masa de plusvalía engendrada en el sector industrial (1961-1978)”.

Cuadro 228

Distintas cuotas de ganancia y distintas composición orgánica de capitales (1961-1978)

Año	Capital constante (c)	Capital variable (v)	Composición orgánica del capital (k)	Cuota de plusvalía (p')
1961	146835827,8	38271045	3,84	178,56
1962	182256922,5	72940583	2,50	97,88
1963	214988616,4	88812260	2,42	68,75
1964	241164506,1	106605269	2,26	54,87
1965	213512717,7	81327079	2,63	54,93
1966	239389900	87796000	2,73	87,36
1967	243250300	80305000	3,03	124,48
1968	266257900	82611000	3,22	122,25
1969	296330500	94400000	3,14	118,22
1970	329401200	106380000	3,10	138,63
1971	373404600	111403000	3,35	172,76
1972	438896000	133395000	3,29	190,35
1973	599637600	145191000	4,13	215,94
1974	927131600	167790000	5,53	228,39
1975	1123499200	205068000	5,48	273,84
1976	1179677000	214589000	5,50	197,99
1977	1319462000	226427000	5,83	213,60
1978	1404958700	242169000	5,80	183,93
Suma	9740055091	2285480236	-	-
Media	-	-	-	-

Conclusión

Año	Plusvalía (p)	Valor del producto (vp)	Cuota de ganancia (g')
1961	68336301,20	253443174	36,92
1962	71393409,50	326590915	27,98
1963	61062541,60	364863418	20,10
1964	58494783,90	406264559	16,82
1965	44669775,30	339509572	15,15
1966	76699100,00	403885000	23,44
1967	99965700,00	423521000	30,90

Linares

1968	1,01E8	449862000	28,95
1969	1,12E8	502332000	28,56
1970	1,47E8	583257000	33,84
1971	1,92E8	677271000	39,70
1972	2,54E8	826207000	44,37
1973	3,14E8	1058350000	42,09
1974	3,83E8	1478137000	35,00
1975	5,62E8	1890133000	42,27
1976	4,25E8	1819128000	30,47
1977	4,84E8	2029531000	31,29
1978	4,45E8	2092540000	27,04
Suma	3,899,621,612	15,924,825,638	-
Media	216,645,645	-	32,43

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Iniciemos los cálculos. Primero, obtenemos el total de los capitales invertidos (capital constante + capital variable), en el lapso 1961-1978, el cual equivale a RD\$12,025,535,327; segundo, obtenemos el total de la plusvalía producida por tales capitales, equivalente a RD\$3,899,621,612; tercero, obtenemos el valor total de las mercancías producidas, que es de RD\$15,924,825,638; cuarto, consideramos los RD\$12,025,535,327 como un solo capital, correspondiente al período 1961-1978, y lo desdoblamos en capital constante y capital variable (RD\$9,740,055,091c + RD\$2,285,480,236v), que en por ciento se expresa así: 81c + 19v,²² constituye la composición media del capital; quinto, la plusvalía media²³ es RD\$216,645,645; y la cuota media de ganancia es 32,43%.²⁴

Ahora, procedamos con el segundo camino.

Cuadro 229

Distintas cuotas de ganancia y distintas composición orgánica de capitales, fijando la cuota de plusvalía (1961-1978)

Año	Capital constante (c)	Capital variable (v)	Composición orgánica del capital (k)	Cuota de plusvalía (p') (1961=100)
1961	146835827,8	38271045	3,84	178,56
1962	182256922,5	72940583	2,50	178,56
1963	214988616,4	88812260	2,42	178,56
1964	241164506,1	106605269	2,26	178,56
1965	213512717,7	81327079	2,63	178,56
1966	239389900	87796000	2,73	178,56
1967	243250300	80305000	3,03	178,56
1968	266257900	82611000	3,22	178,56

²² Composición media del capital: 81c = (9,740,055,091c/12,025,535,327)(100). Asimismo, 23.32v = (2,285,480,236v/12,025,535,327)(100).

²³ Plusvalía media, es el promedio de la masa de plusvalía engendrada en el período 1961-1978.

²⁴ La cuota media de ganancia, es igual a (3,899,621,612/12,025,535,327)*100.

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1969	296330500	94400000	3,14	178,56
1970	329401200	106380000	3,10	178,56
1971	373404600	111403000	3,35	178,56
1972	438896000	133395000	3,29	178,56
1973	599637600	145191000	4,13	178,56
1974	927131600	167790000	5,53	178,56
1975	1123499200	205068000	5,48	178,56
1976	1179677000	214589000	5,50	178,56
1977	1319462000	226427000	5,83	178,56
1978	1404958700	242169000	5,80	178,56
Suma	9740055091	2285480236	-	-
Media	-	-	-	-

Conclusión

Año	Plusvalía (p= v.p´)	Valor del producto (vp)	Cuota de ganancia (g´)
1961	68336777,95	253443650,8	36,92
1962	130242705	385440210,5	51,04
1963	158583171,5	462384047,9	52,20
1964	190354368,3	538124143,4	54,74
1965	145217632,3	440057429	49,25
1966	156768537,6	483954437,6	47,91
1967	143392608	466947908	44,32
1968	147510201,6	496379101,6	42,28
1969	168560640	559291140	43,14
1970	189952128	625733328	43,59
1971	198921196,8	683728796,8	41,03
1972	238190112	810481112	41,62
1973	259253049,6	1004081650	34,81
1974	299605824	1394527424	27,36
1975	366169420,8	1694736621	27,56
1976	383170118,4	1777436118	27,48
1977	404308051,2	1950197051	26,15
1978	432416966,4	2079544666	26,25
Suma	4080953509	-	-
Media	226719639,4	-	33,94

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Iniciemos los cálculos. Primero, obtenemos el total de los capitales invertidos (capital constante + capital variable), en el lapso 1961-1978, el cual equivale a RD\$12,025,535,327; segundo, obtenemos el total de la plusvalía producida por tales capitales, equivalente a RD\$ 4,080,953,509; tercero, obtenemos el valor total de las mercancías producidas, que es de RD\$ 16,106,488,836; cuarto, consideramos los RD\$12,025,535,327 como un solo capital, correspondiente al período 1961-1978, y lo desdoblamos en capital constante y capital variable

(RD\$9,740,055,091c + RD\$2,285,480,236v), que en por ciento se expresa así: $81c + 19v$, constituye la composición media del capital; quinto, la plusvalía media es RD\$226,719,639; y la cuota media de ganancia es 33,94%.

Advierta, amigo lector, que la diferencia existente entre ambas tasas de ganancia media, $33.94 - 32.43 = 1.51$, es imperceptible. Parece ser que podemos transitar uno u otro camino. Naturalmente es aconsejable acudir al segundo.

9.6.1 Cálculo de la tendencia decreciente de la cuota de ganancia (1961-1978)

En la sección tercera, del Tomo III, de *El Capital*, Marx expone sobre la tendencia decreciente de la cuota de ganancia.

El “(...) *incremento gradual del capital constante en proporción al variable tiene como resultado un descenso gradual de la cuota general de ganancia, siempre y cuando que permanezca invariable la cuota de plusvalía, o sea, el grado de explotación del trabajo por el capital (...)*”²⁵ (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros). Veamos cómo se verifica esta ley en la economía industrial dominicana.

El cuadro que se presenta abajo, contiene las siguientes variables: capital constante, capital variable, cuota de plusvalía, la cual fue tomada del año base, 1961, la plusvalía y la cuota de ganancia, cuya tendencia es evidentemente decreciente, como se puede advertir en el gráfico que acompaña al cuadro.

Cuadro 230
Cálculo de la cuota de ganancia, tomando el 1961 como año base (1961-1978)

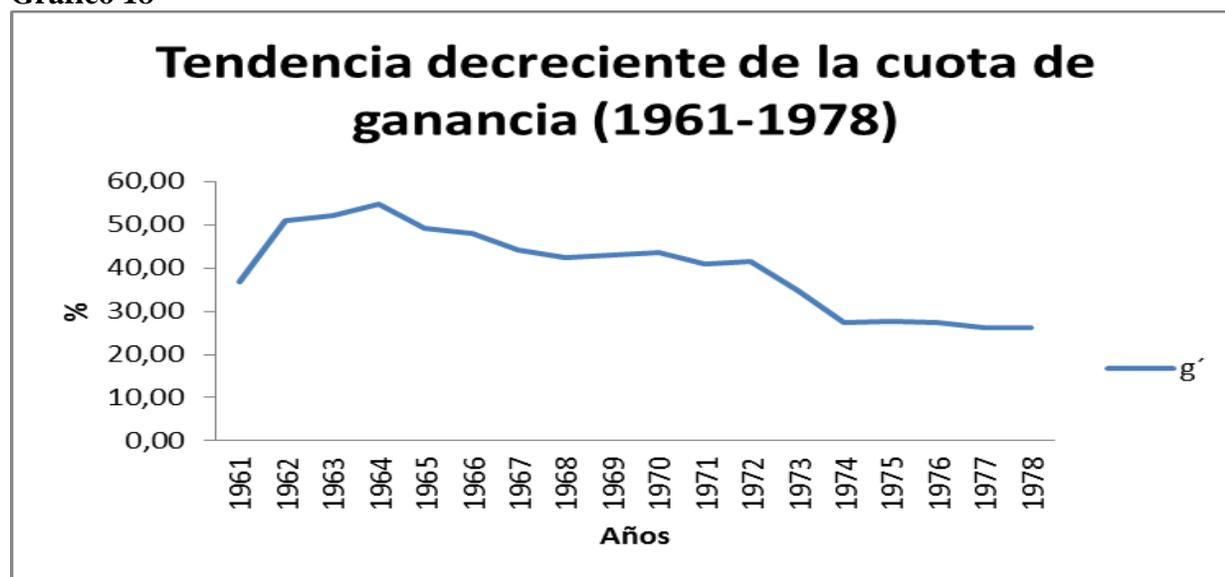
Año	Capital constante (c)	Capital variable (v)	Cuota de plusvalía (p')	Plusvalía (p)	Cuota de ganancia (g')
1961	146835827,8	38271045	178,56	68336777,95	36,92
1962	182256922,5	72940583	178,56	130242705	51,04
1963	214988616,4	88812260	178,56	158583171,5	52,20
1964	241164506,1	106605269	178,56	190354368,3	54,74
1965	213512717,7	81327079	178,56	145217632,3	49,25
1966	239389900	87796000	178,56	156768537,6	47,91
1967	243250300	80305000	178,56	143392608	44,32
1968	266257900	82611000	178,56	147510201,6	42,28
1969	296330500	94400000	178,56	168560640	43,14
1970	329401200	106380000	178,56	189952128	43,59
1971	373404600	111403000	178,56	198921196,8	41,03
1972	438896000	133395000	178,56	238190112	41,62
1973	599637600	145191000	178,56	259253049,6	34,81
1974	927131600	167790000	178,56	299605824	27,36

²⁵ Marx, *El Capital*, Tomo III, p. 214.

1975	1123499200	205068000	178,56	366169420,8	27,56
1976	1179677000	214589000	178,56	383170118,4	27,48
1977	1319462000	226427000	178,56	404308051,2	26,15
1978	1404958700	242169000	178,56	432416966,4	26,25

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 18



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Ahora, ¿qué ocurrió en la realidad económica dominicana, en el lapso 1961-1978, con la tendencia de la cuota de ganancia, en base a la cuota de plusvalía en proceso de cambio? Véase el siguiente gráfico:

Gráfico 19



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

En esta ocasión, la cuota de ganancia no muestra una tendencia decreciente, como claramente se observa en el gráfico mostrado arriba, debido a que se violentó la condición establecida por Marx, consistente en que la cuota de plusvalía no debe variar. Por consiguiente, si en el período 1961-1978 la cuota de ganancia en la industria dominicana, en la realidad objetiva, reveló una cierta tendencia creciente, es porque los capitalistas, entre otras cosas recurrieron a un aumento del grado de explotación del trabajo, principalmente obligando al obrero a intensificar el trabajo,

con el fin de obtener una mayor cantidad de bienes, en una proporción superior, a los aumentos nominales del salario.

9.7 Econometría-matemática de la cuota de ganancia engendrada en el sector industrial (1961-1978)

Al igual que en el período trujillista, expondremos, desde el punto de vista econométrico, el vínculo de la cuota de ganancia con diversas variables. Primero, con la variable tiempo; segundo, con la cuota de plusvalía; tercero, con la composición orgánica del capital; cuarto, con el tiempo, la cuota de plusvalía y la composición orgánica del capital, de manera simultánea.

9.7.1 Modelo econométrico de regresión lineal: cuota de ganancia función del tiempo

La econometría, aplicada a la cuota de ganancia, será verificada a través de la regresión lineal, específicamente a través del método de los mínimos cuadrados ordinarios, mediante el cual se estimará una ecuación de regresión del tipo $g' = \alpha + \beta t + \mu$, donde: g' , es la cuota de ganancia; α , el intercepto con el eje vertical, primer cuadrante, del sistema de coordenada; β , el coeficiente de la pendiente; t , el factor tiempo; μ , perturbación estocástica, que recoge las variables no explicitadas en el modelo de regresión.

Las informaciones que se utilizarán para llevar a cabo los cálculos estadísticos, con el auxilio del paquete estadístico, conocido por las siglas de SPSS, se encuentran contenidas en el siguiente cuadro:

Cuadro 231
Cuota de ganancia y la variable tiempo (1961-1978)

Año	Cuota de ganancia (g')	Tiempo
1961	36,92	1
1962	27,98	2
1963	20,10	3
1964	16,82	4
1965	15,15	5
1966	23,44	6
1967	30,90	7
1968	28,95	8
1969	28,56	9
1970	33,84	10
1971	39,70	11
1972	44,37	12
1973	42,09	13
1974	35,00	14
1975	42,27	15
1976	30,47	16
1977	31,29	17
1978	27,04	18

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

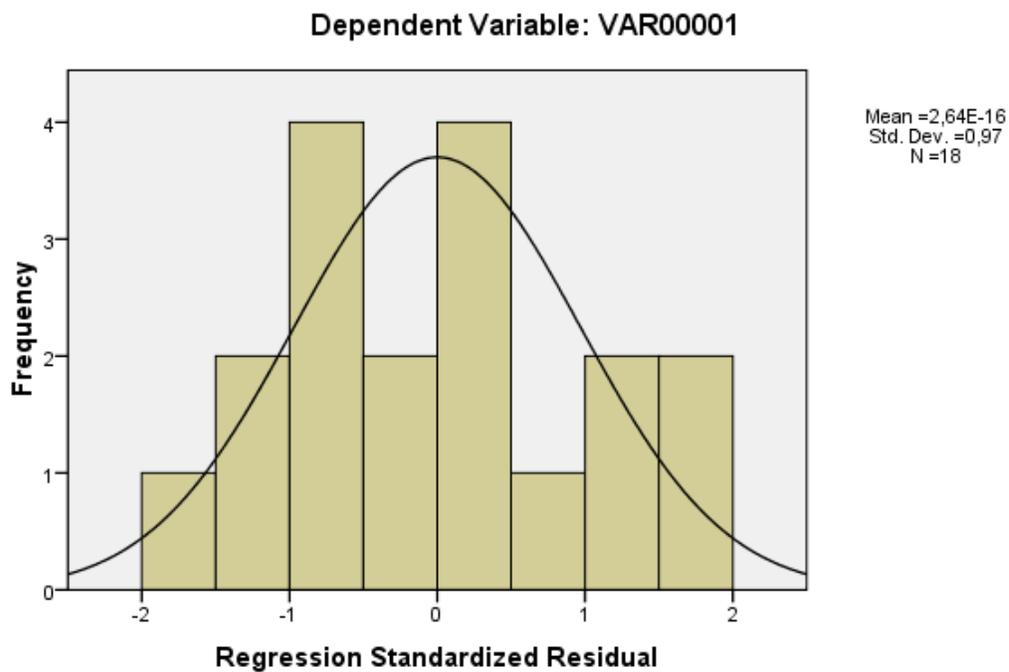
Ecuación lineal	$g' = 23.861 + 0.733t$
Error estándar	ee= (3.82) (0.353)
Valores t	t= (6.244) (2.077)
Valores p	p= (0.000) (0.054)
Coefficiente de determinación	$r^2 = 0.212$
Coefficiente de correlación de Pearson	r= 0.461
Grados de libertad	g de l= 16
Test de la F de Fisher	$F_{1,16} = 4.3$
Durbin Watson	DW= 0.68

Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 0.733, mide la pendiente de la recta, indica que dentro de un intervalo muestral de t entre 1 y 16, a medida que t se incrementa en un año, el incremento estimado en la cuota de ganancia es de 0.733%. El coeficiente 23.861, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre g' de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de $r^2 = 0.212$ significa que cerca del 21% de la variación en la cuota de ganancia está explicado por el factor tiempo. En adición, como r^2 puede llegar a su límite superior, 1, dicha r^2 observada implica que la recta de regresión muestral obtenida se ajusta de manera precaria a los datos observados. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.461 muestra que las dos variables, la cuota de ganancia y el tiempo, poseen una correlación positiva.

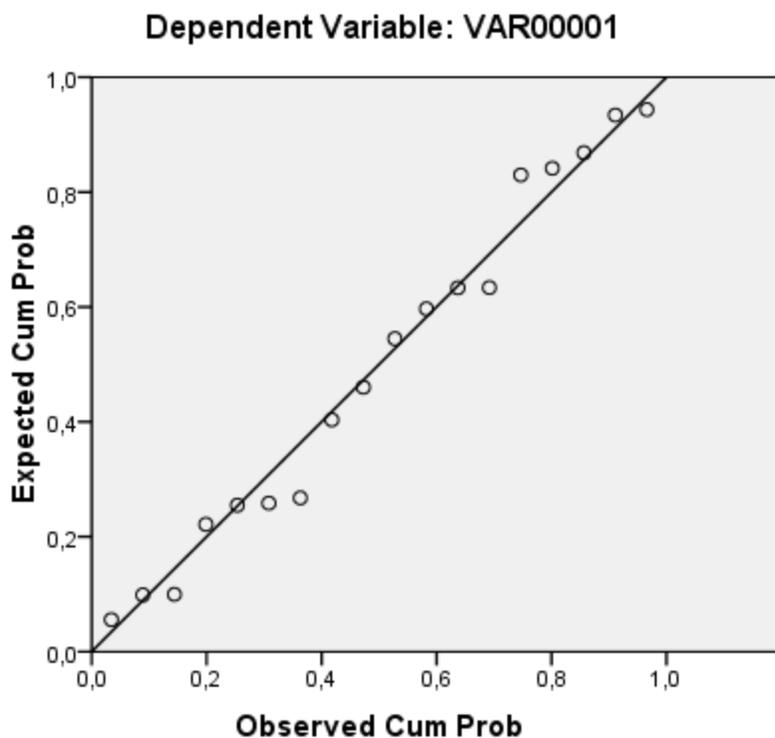
En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 16 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 6.244 es 0.000 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 2.077 es 0.054. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 6.244 es 0.000; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es de 0 por cada 10,000 casos; de aquí que podamos aseverar que el verdadero intercepto poblacional no es igual a cero (0); es rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 2.077, es 0.054, luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es muy baja, de aquí que podamos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 16 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,16} = 4.49$, obviamente superior a la obtenida, 4.3, por lo que es aceptada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (0.68) se encuentra alejado de 2, lo que indica que hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, aun cuando algunos estadísticos acumularon valores inapropiados, se puede decir que refleja el vínculo entre la cuota de ganancia y el factor tiempo, pues el término de perturbación estocástica, u , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. Igualmente se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta grafica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciese a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram

Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Comprobada la certeza del modelo, ahora exponemos los valores de la cuota de ganancia estimada y los valores de u , así como la gráfica de la cuota de ganancia efectiva y la cuota de ganancia estimada.

Cuadro 332

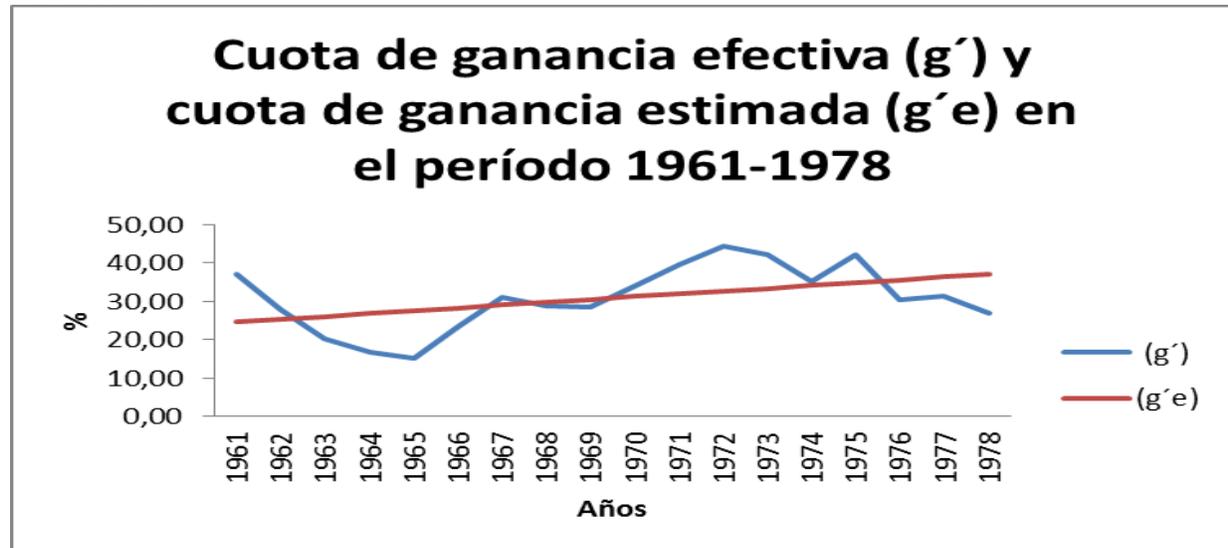
Cuota de ganancia efectiva, cuota de ganancia estimada y valores residuales (1961-1978)

Año	Cuota de ganancia (g')	Cuota de ganancia estimada (ge)	Valores de μ
1961	36,92	24,59	12,32550
1962	27,98	25,33	2,65224
1963	20,10	26,06	-5,96103
1964	16,82	26,79	-9,97429
1965	15,15	27,53	-12,37755
1966	23,44	28,26	-4,82081
1967	30,90	28,99	1,90593
1968	28,95	29,73	-,77733
1969	28,56	30,46	-1,90059
1970	33,84	31,19	2,64615
1971	39,70	31,93	7,77289

1972	44,37	32,66	11,70963
1973	42,09	33,39	8,69636
1974	35,00	34,13	,87310
1975	42,27	34,86	7,40984
1976	30,47	35,59	-5,12342
1977	31,29	36,33	-5,03668
1978	27,04	37,06	-10,01994

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 20



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, la variable independiente, el tiempo, ejerció cierta influencia en la explicación de los valores asumidos por la cuota de ganancia (variable dependiente), en un 21%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, el coeficiente de la pendiente de la recta, es significativo, desde el punto de vista estadístico; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

9.7.2 Modelo econométrico de regresión lineal: cuota de ganancia función de la cuota de plusvalía

Estimaremos un modelo econométrico del tipo $g' = \alpha + \beta p' + u$, donde: g' , es la cuota de ganancia; α , el intercepto con el eje vertical, primer cuadrante, del sistema de coordenada; β , el coeficiente de la pendiente; p' , la cuota de plusvalía; u , perturbación estocástica, que recoge las variables no explicitadas en el modelo de regresión.

Las informaciones que se utilizarán para llevar a cabo los cálculos estadísticos, con el auxilio del paquete estadístico, conocido por las siglas de SPSS, se encuentran contenidas en el siguiente cuadro:

Cuadro 233
Cuota de ganancia y cuota de plusvalía en el sector industrial dominicano (1961-1978)

Año	Cuota de ganancia (g')	Cuota de plusvalía (p')
1961	36,92	178,56
1962	27,98	97,88
1963	20,10	68,75
1964	16,82	54,87
1965	15,15	54,93
1966	23,44	87,36
1967	30,90	124,48
1968	28,95	122,25
1969	28,56	118,22
1970	33,84	138,63
1971	39,70	172,76
1972	44,37	190,35
1973	42,09	215,94
1974	35,00	228,39
1975	42,27	273,84
1976	30,47	197,99
1977	31,29	213,60
1978	27,04	183,93

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Ecuación lineal estimada	$g' = 14,253 + 0.11p'$
Error estándar estimado	ee = (3,028) (0.019)
Valores t estimados	t = (4,707) (5,921)
Valores p estimados	p = (0.000) (0.000)
Coefficiente de determinación	$r^2 = (0.687)$
Coefficiente correlación de Pearson	r = 0.829
Grados de libertad	g de l = 16
Test de la F de Fisher	$F_{1,16} = 35.061$
Durbin Watson	DW = 0.527

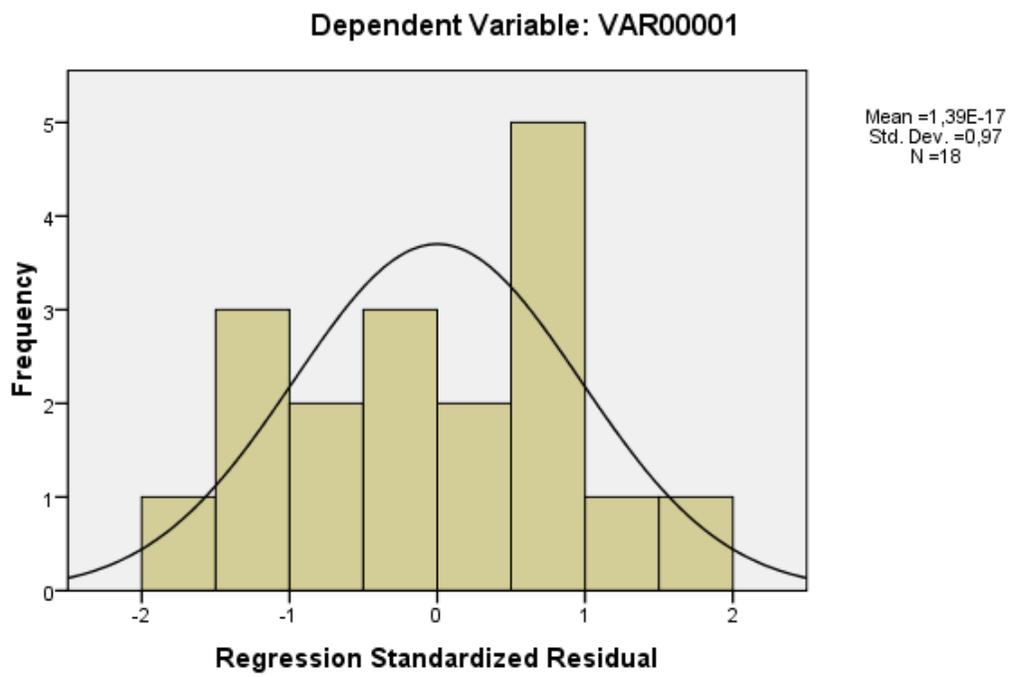
Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 0.11, mide la pendiente de la recta e indica, dentro de un intervalo muestral de p' , entre y , a medida que p' se incrementa en un 1%, el incremento estimado en la cuota de ganancia es de 0.11%. El coeficiente 14.253, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre g' de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de $r^2 = 0.687$ significa que cerca del 68.7% de la variación en la cuota de ganancia está explicado por la cuota

de plusvalía. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.829 muestra que las dos variables, la cuota de ganancia y la cuota de plusvalía, poseen una correlación positiva.

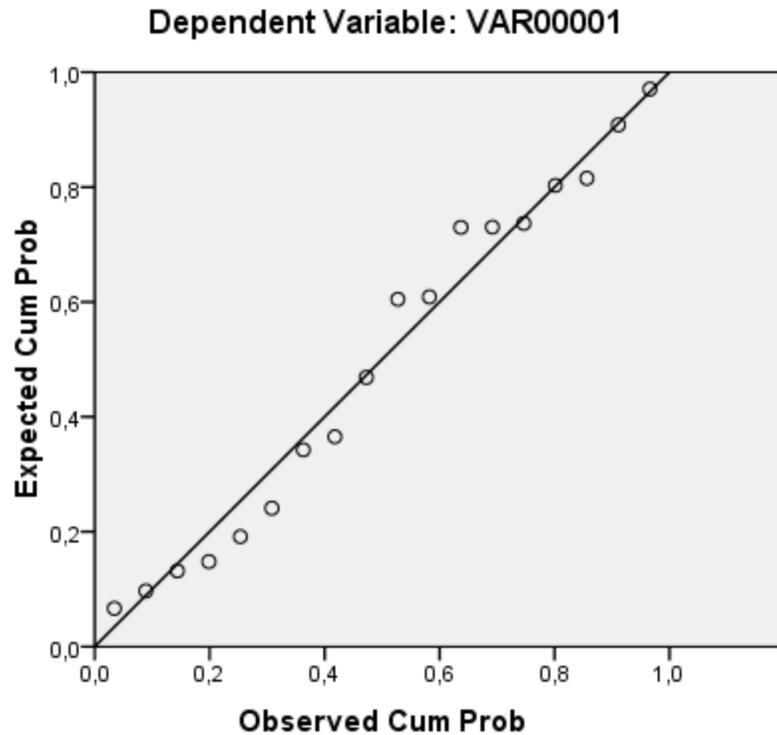
En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 16 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 4.707 es 0.000 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 5.921 es 0.000. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 4.707 es 0.000; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es de 0.000 por cada 10,000 casos; de aquí que podamos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es diferente a cero (0); es rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 5.921, es 0.000. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es prácticamente cero (0), de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero (0); queda rechazada la hipótesis nula. La razón de varianzas, F , para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 16 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,16} = 4.49$, obviamente inferior a la obtenida, 35.061, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (0.527) se encuentra en alejado de 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre la cuota de ganancia y la cuota de plusvalía, pues el término de perturbación estocástica, μ , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. Igualmente se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, μ , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciese a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Comprobada la certeza del modelo, ahora exponemos los valores de la cuota de ganancia estimada y los valores de u , así como la gráfica de la cuota de ganancia efectiva y la cuota de ganancia estimada.

Cuadro 234

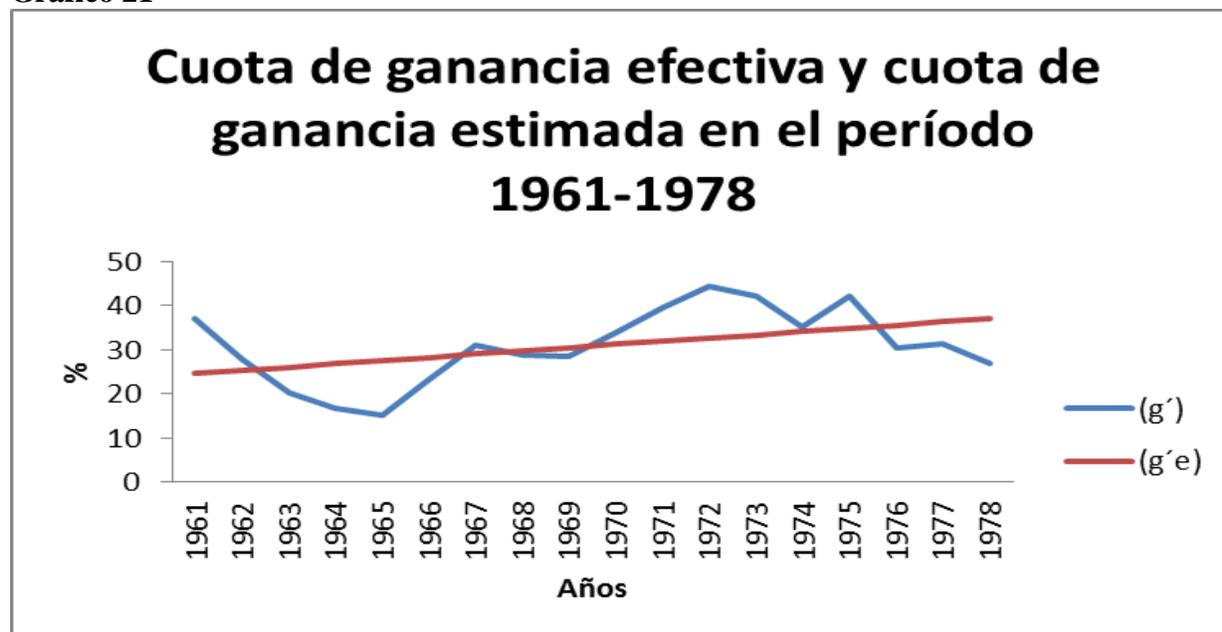
Cuota de ganancia efectiva, cuota de ganancia estimada y valores residuales (1936-1960)

Año	Cuota de ganancia (g')	Cuota de ganancia estimada (g'e)	Valores de μ
1961	36,92	24,59	12,32550
1962	27,98	25,33	2,65224
1963	20,10	26,06	-5,96103
1964	16,82	26,79	-9,97429
1965	15,15	27,53	-12,37755
1966	23,44	28,26	-4,82081
1967	30,90	28,99	1,90593
1968	28,95	29,73	-,77733
1969	28,56	30,46	-1,90059
1970	33,84	31,19	2,64615
1971	39,70	31,93	7,77289

1972	44,37	32,66	11,70963
1973	42,09	33,39	8,69636
1974	35,00	34,13	,87310
1975	42,27	34,86	7,40984
1976	30,47	35,59	-5,12342
1977	31,29	36,33	-5,03668
1978	27,04	37,06	-10,01994

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 21



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, la variable independiente, cuota de plusvalía, ejerció cierta influencia en la explicación de los valores asumidos por la cuota de ganancia (variable dependiente), en un 68.7%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, el coeficiente de la pendiente de la recta, es significativo, desde el punto de vista estadístico; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

9.7.3 Modelo econométrico de regresión lineal: cuota de ganancia función de la composición orgánica del capital

Estimaremos un modelo econométrico del tipo $g' = \alpha + \beta t + \mu$, donde g' es la cuota de ganancia; α , el intercepto con el eje vertical, primer cuadrante, del sistema de coordenada; β , el coeficiente de la pendiente; k , el factor tiempo; μ , perturbación estocástica, que recoge las variables no explicitadas en el modelo de regresión.

Las informaciones que se utilizarán para llevar a cabo los cálculos estadísticos, con el auxilio del paquete estadístico, conocido por las siglas de SPSS, se encuentran contenidas en el siguiente cuadro:

Cuadro 235
Cuota de ganancia y composición orgánica del capital en el sector industrial dominicano (1936-1960)

Año	Cuota de ganancia (g')	Composición orgánica del capital (k)
1961	36,92	3,84
1962	27,98	2,50
1963	20,10	2,42
1964	16,82	2,26
1965	15,15	2,63
1966	23,44	2,73
1967	30,90	3,03
1968	28,95	3,22
1969	28,56	3,14
1970	33,84	3,10
1971	39,70	3,35
1972	44,37	3,29
1973	42,09	4,13
1974	35,00	5,53
1975	42,27	5,48
1976	30,47	5,50
1977	31,29	5,83
1978	27,04	5,80

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumen de los resultados del modelo aplicado:

1) Ecuación lineal estimada	$g' = 20,092 + 2,851k$
2) Error estándar estimado	ee= (5.958) (1.503)
3) Valores t estimados	t= (3.372) (1.897)
4) Valores p estimados	p= (0.004) (0.076)
5) Coeficiente de determinación	$r^2 = (0.184)$
6) Coeficiente correlación de Pearson	r= 0.429
7) Grados de libertad	g de l= 16
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,16} = 3.599$
9) Durbin Watson	DW= 0.65

Como se puede ver claramente, los resultados arrojados por el modelo de regresión lineal, indican que no es apropiado dicho modelo, por tanto, no es necesario continuar hacia adelante.

Modelo econométrico de regresión lineal: cuota de ganancia función del tiempo, cuota de plusvalía y la composición orgánica del capital. Estimaremos un modelo econométrico, de

regresión múltiple, del tipo $g' = \alpha + \beta t + \gamma p' + \lambda k + \mu$, donde g' , es la cuota de ganancia; α , el intercepto con el eje vertical, primer cuadrante, del sistema de coordenada; β , coeficiente de regresión parcial, que mide el cambio en la variable dependiente, por unidad de cambio en la variable independiente, tiempo, permaneciendo constante las otras dos variables independientes, cuota de plusvalía y composición orgánica del capital; γ , coeficiente de regresión parcial, que mide el cambio en la variable dependiente, por unidad de cambio en la variable independiente, cuota de plusvalía, permaneciendo constantes las otras dos variables independientes, el tiempo y la composición orgánica del capital; λ , coeficiente de regresión parcial, que mide el cambio en la variable dependiente, por unidad de cambio en la variable independiente, composición orgánica del capital, permaneciendo constantes las otras dos variables independientes, el tiempo y la cuota de plusvalía; μ , perturbación estocástica, que recoge las variables no explicitadas en el modelo de regresión.

Las informaciones que se utilizarán para llevar a cabo los cálculos estadísticos, con el auxilio del paquete estadístico, conocido por las siglas de SPSS, se encuentran contenidas en el siguiente cuadro:

Cuadro 236
Cuota de ganancia y composición orgánica del capital en el sector industrial dominicano (1936-1960)

Año	Cuota de ganancia (g')	Tiempo (t)	Cuota de plusvalía (p')	Composición orgánica del capital (k)
1961	36,92	1	178,56	3,84
1962	27,98	2	97,88	2,50
1963	20,10	3	68,75	2,42
1964	16,82	4	54,87	2,26
1965	15,15	5	54,93	2,63
1966	23,44	6	87,36	2,73
1967	30,90	7	124,48	3,03
1968	28,95	8	122,25	3,22
1969	28,56	9	118,22	3,14
1970	33,84	10	138,63	3,10
1971	39,70	11	172,76	3,35
1972	44,37	12	190,35	3,29
1973	42,09	13	215,94	4,13
1974	35,00	14	228,39	5,53
1975	42,27	15	273,84	5,48
1976	30,47	16	197,99	5,50
1977	31,29	17	213,60	5,83
1978	27,04	18	183,93	5,80

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumen del modelo aplicado:

Ecuación lineal estimada	$g' = 22,822 + 0.160t + 0,219p - 7,062k$
Error estándar estimado	ee = (1.503) (0.158) (0.013) (0.812)
Valores t estimados	t = (15.188) (1.014) (16.521) (-8.698)
Valores p estimados	p = (0.000) (0.328) (0.000) (0.000)
Coefficiente de determinación múltiple	$R^2 = (0.962)$
Coefficiente correlación de Pearson	R = 0.981
Grados de libertad	g de l = 14
Test de la F de Fisher	$F_{1,14} = 117.567$
Durbin Watson	DW = 1.17

Bondad del ajuste. El coeficiente 22.822, representa el intercepto poblacional, e indica que si las tres variables independientes, contempladas en el modelo, tiempo, cuota de plusvalía y composición orgánica del capital, fueran cero (0), la cuota de ganancia asumiría un valor equivalente a 22.822; también podemos decir, que el mismo representa la influencia cuantitativa de todas las variables independientes que no aparecen de modo explícito en el modelo. El coeficiente 0.16, significa que por cada 1% de aumento en el factor tiempo, permaneciendo constante la cuota de plusvalía y la composición orgánica del capital, la cuota de ganancia sufre un impacto de 0.16%. El coeficiente 0.219, indica, ante el incremento en un 1%, en la cuota de plusvalía, permaneciendo constantes el tiempo y la composición orgánica del capital, el incremento estimado en la cuota de ganancia es de 0.219%; su signo positivo, guarda relación con la teoría económica. El coeficiente -7.062, significa que por cada 1% de aumento en la composición orgánica del capital, permaneciendo constante el tiempo y la cuota de plusvalía, la cuota de ganancia sufre un impacto de -7.062%.

El valor de $R^2 = 0.981$ significa que cerca del 96.2% de la variación en la cuota de ganancia está explicado por el tiempo, la cuota de plusvalía y la composición orgánica del capital. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.98 muestra que la variable dependiente, se encuentra altamente correlacionada, positivamente, con las variables independientes.

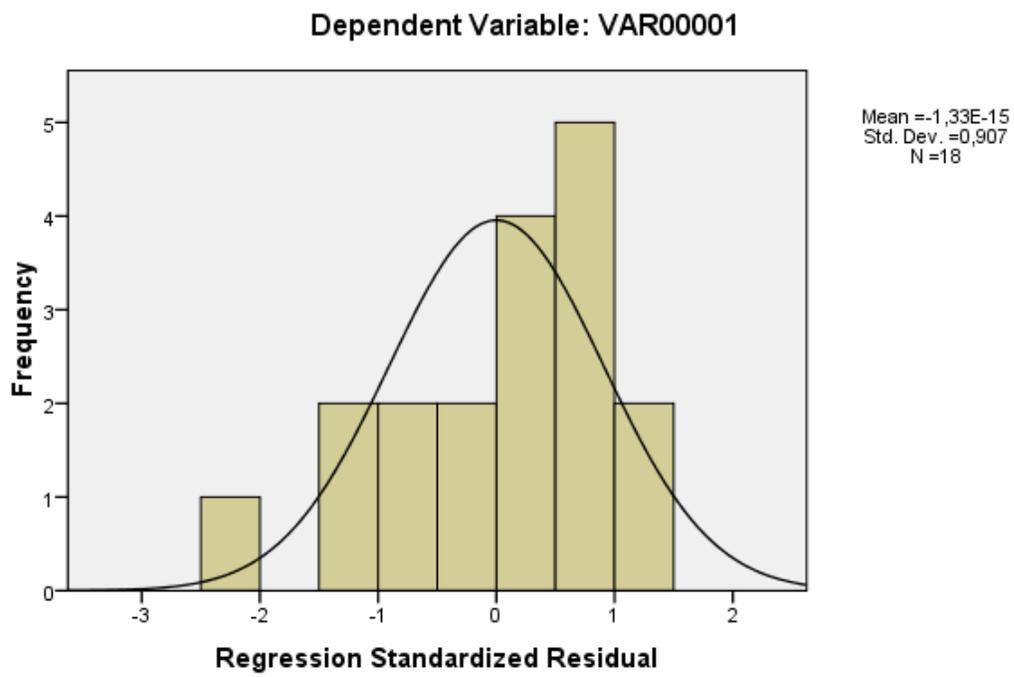
En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión múltiple; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 14 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 15.188 es 0.000, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 1.014 es 0.328, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 16.521 es 0.000, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a -8.698 es 0.000. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 14.188 es 0.000; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es de 0, queda rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 1.014 es 0.328. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de

rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es de 3280 por cada 10,000 casos, que es muy alta, se acepta la hipótesis nula. En el tercer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 16.521 es 0.000; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es de 0, queda rechazada la hipótesis nula. En el cuarto caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a -8.698 es 0.000; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es de 0, queda rechazada la hipótesis nula

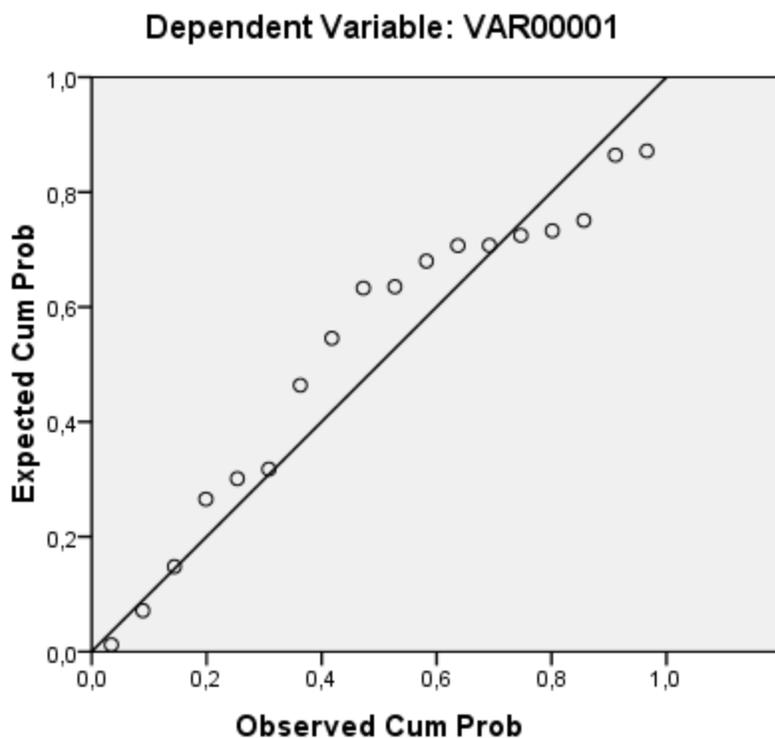
La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 14 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,14} = 4.60$, obviamente inferior a la obtenida, 117.567, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (1.17) se encuentra en la vecindad de 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre la cuota de ganancia y el tiempo, la cuota de plusvalía y la composición orgánica del capital, pues el término de perturbación estocástica, u, sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. Igualmente se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u, y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciera a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u, están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Comprobada la certeza del modelo, ahora exponemos los valores de la cuota de ganancia estimada y los valores de u , así como la gráfica de la cuota de ganancia efectiva y la cuota de ganancia estimada.

Cuadro 237

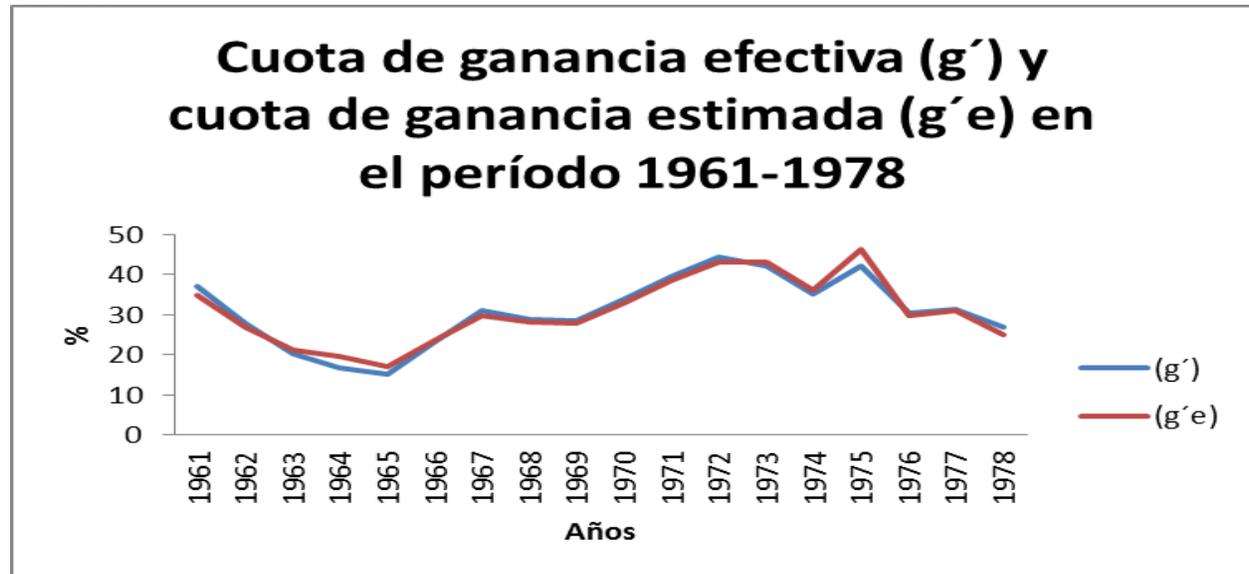
Cuota de ganancia efectiva, cuota de ganancia estimada y valores residuales (1936-1960)

Año	Cuota de ganancia (g')	Cuota de ganancia estimada (g'e)	Valores de u
1961	36,92	34,91	2,01221
1962	27,98	26,89	1,09025
1963	20,10	21,25	-1,14551
1964	16,82	19,50	-2,68074
1965	15,15	17,06	-1,91124
1966	23,44	23,61	-,16639
1967	30,90	29,76	1,13533
1968	28,95	28,10	,85441
1969	28,56	27,94	,62036
1970	33,84	32,85	,99480
1971	39,70	38,70	,99721

1972	44,37	43,13	1,23703
1973	42,09	42,96	-,86670
1974	35,00	35,95	-,95262
1975	42,27	46,40	-4,13397
1976	30,47	29,84	,63213
1977	31,29	31,08	,20902
1978	27,04	24,97	2,07444

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 22



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, las variables independientes, tiempo, cuota de plusvalía y composición orgánica del capital, ejercieron influencias en la explicación de los valores asumidos por la cuota de ganancia (variable dependiente), en un 98.9%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables independientes y la dependiente, fue positiva; de modo que cuando una de las independientes avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, los coeficientes de la pendiente de la recta, son significativos, excepto el relacionado con el tiempo, desde el punto de vista estadístico; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

9.7.4 Diferenciación y análisis de las funciones estimadas

¿Podemos diferenciar las funciones estimadas de la cuota de ganancia? Claro. Cuando aplicamos un modelo de regresión lineal, con el objeto de discutir la reacción de cambio de la cuota de ganancia, ante, primero el cambio del tiempo; segundo, el cambio de la cuota de plusvalía; y tercero, el cambio del tiempo, la cuota de plusvalía y la composición orgánica del capital, de hecho estuvimos enfrentados a funciones como estas:

$g' = f(t)$, que una vez fue estimada se transformó en $g' = 23.861 + 0.733t$

$g' = f(p')$, que una vez fue estimada se transformó en $g' = 14,253 + 0.110p'$

$g' = f(t, p', k)$, que una vez fue estimada se transformó en $g' = 22,822 + 0.160t + 0,219p - 7,062k$

Diferenciemos cada una de esas funciones de cuota de ganancia estimada:

$$dg'/dt = 0 + (1)(0.733)(t^{1-1}) = 0.733t^0 = 0.733(1) = 0.733$$

$$dg'/dp' = 0 + (1)(0.11)(p'^{1-1}) = 0.11p'^0 = 0.11(1) = 0.11$$

$$\partial g'/\partial t = 0 + (1)(0.16)(t^{1-1}) + 0 + 0 = 0.16t^0 = 0.16(1) = 0.16$$

$$\partial g'/\partial p' = 0 + 0 + (1)(0.219)(p'^{1-1}) = 0.219p'^0 = 0.219(1) = 0.219$$

$$\partial g'/\partial k = 0 + 0 + 0 - (1)(7,062)(k^{1-1}) = -7,062k^0 = -7,062(1) = -7,062$$

El primer resultado, 0.733, representa la tasa de cambio de la cuota de ganancia respecto a la variable tiempo; el segundo, 0.11, representa la tasa de cambio de la cuota de ganancia respecto a la variable cuota de plusvalía; el tercero, 0.16, representa la tasa de cambio de la cuota de ganancia, respecto a la variable tiempo, permaneciendo constante la cuota de plusvalía y la composición orgánica del capital; el cuarto, 0.219, representa la tasa de cambio de la cuota de ganancia, respecto a la variable cuota de plusvalía, permaneciendo constante el tiempo y la composición orgánica del capital; el quinto, -7,062, representa la tasa de cambio de la cuota de ganancia, respecto a la variable composición orgánica del capital, permaneciendo constante el tiempo y la cuota de plusvalía.

Discutamos los signos de las derivadas, arriba calculadas, para ver si guardan coherencia con la teoría económica marxista. Veamos:

$$dg'/dt = 0.733 > 0$$

$$dg'/dp' = 0.11 > 0$$

$$\partial g'/\partial t = 0.16 < 0$$

$$\partial g'/\partial p' = 0.219 > 0$$

$$\partial g'/\partial k = -7,062 < 0$$

Las dos primeras derivadas brotan de un par de funciones, en las que aparece una sola variable independiente, el tiempo y la cuota de plusvalía, de ahí la presencia del operador dg'/dt y dg'/dp' , respectivamente. Los signos no merecen duda alguna, es lógico pensar que cuando el tiempo transcurre y la cuota de plusvalía aumenta, la cuota de ganancia también aumente y viceversa. El restante de las derivadas, brota de una función que tiene la presencia de tres variables independientes, por tanto, hubimos de recurrir a la técnica de la diferenciación parcial. De estas tres derivadas parciales, la quinta merece una explicación. Tal signo decreta una relación inversa entre la cuota de ganancia y la composición orgánica del capital, es decir, cuando ésta aumenta, la cuota de ganancia tiende a disminuir. Y es que si la composición orgánica del capital aumenta, permaneciendo constante la cuota de plusvalía, aumenta el denominador de la fórmula utilizada para calcular la cuota de ganancia, $g' = (p/c+v)(100)$, mientras permanece inalterado el numerador, por tanto, el cociente (g') se reduce.

Detengámonos un poco más en la función de la cuota de ganancia, donde aparecen tres variables independientes (el tiempo, la cuota de plusvalía y la composición orgánica del capital) y en los resultados de su derivación parcial.

Sin embargo, $\partial g' / \partial k = -7,062 < 0$, es un resultado que sí coloca al capitalismo industrial en una perspectiva analítica crítica. Estamos hablando de una razón de cambio, en términos absolutos, 7 veces mayor que uno, lo que deja entrever una relación sumamente elástica entre la cuota de ganancia y la composición orgánica del capital. Nos está diciendo que ante un incremento de 1%, en la composición orgánica del capital, la cuota de ganancia se reduce en un 7%, naturalmente bajo el supuesto de una cuota de plusvalía constante.

Hay aquí un problema estructural de marca mayor. La acumulación de capital es una ley inherente al desarrollo del capitalismo. Ley que implica un crecimiento más rápido del capital constante que el variable, es decir, la composición orgánica del capital tiende a aumentar, de modo que para evitar el colapso de la cuota de ganancia, los patronos capitalistas, se ven en la obligación de intensificar el grado de explotación de los obreros.

Acudamos al resultado emanado de la cuarta derivada: $\partial g' / \partial p' = 0.219 > 0$. Éste es un resultado plausible para el capitalismo, puesto una relación de cambio de la cuota de ganancia, respecto al cambio en la cuota de plusvalía, augura un aumento de la primera, cuando la segunda aumenta, permaneciendo constantes las demás variables independientes. Los capitalistas industriales no tienen otra salida que no sea la intensificación de la explotación obrera, extrayéndole plusvalía tanto absoluta como relativa, mostrando el capitalismo, de este modo, su esencia anti-humana. Sobreexplotar a los trabajadores para aumentar sus ganancias, nunca para aumentar el bienestar de la población.

9.8 Cálculo del precio de costo en la industria manufacturera postrujillista

Procedamos ahora a calcular el precio de costo de las mercancías generadas, por la industria manufacturera postrujillista, en el período 1961-1978; con este fin confeccionamos el cuadro que se presenta abajo, el cual contiene las siguientes variables: capital constante, capital variable, cuota de plusvalía fija, plusvalía, cuota de ganancia, valor de las mercancías y precio de costo.

El precio de costo es $pc = c + v$; mientras que el valor de la mercancía se obtiene con esta fórmula: $vm = pc + p$.

Cuadro 238
Precio de costo de las mercancías industriales (1961-1978)

Año	Capital constante (c)	Capital variable (v)	Cuota de plusvalía (p')	Plusvalía (p)	Cuota de ganancia (g')
1961	146835827,8	38271045	178,56	68336777,95	36,92
1962	182256922,5	72940583	97,88	130242705	51,04
1963	214988616,4	88812260	68,75	158583171,5	52,20
1964	241164506,1	106605269	54,87	190354368,3	54,74
1965	213512717,7	81327079	54,93	145217632,3	49,25
1966	239389900	87796000	87,36	156768537,6	47,91

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1967	243250300	80305000	124,48	143392608	44,32
1968	266257900	82611000	122,25	147510201,6	42,28
1969	296330500	94400000	118,22	168560640	43,14
1970	329401200	106380000	138,63	189952128	43,59
1971	373404600	111403000	172,76	198921196,8	41,03
1972	438896000	133395000	190,35	238190112	41,62
1973	599637600	145191000	215,94	259253049,6	34,81
1974	927131600	167790000	228,39	299605824	27,36
1975	1123499200	205068000	273,84	366169420,8	27,56
1976	1179677000	214589000	197,99	383170118,4	27,48
1977	1319462000	226427000	213,60	404308051,2	26,15
1978	1404958700	242169000	183,93	432416966,4	26,25
Su- ma	9740055091	2285480236	-	4080953509	-
Me- dia	-	-	-	226719639,4	33,94

Conclusión

Año	Valor de las mercancías (vm)	Precio de costo (pc)
1961	253443650,8	185106872,8
1962	385440210,5	255197505,5
1963	462384047,9	303800876,4
1964	538124143,4	347769775,1
1965	440057429	294839796,7
1966	483954437,6	327185900
1967	466947908	323555300
1968	496379101,6	348868900
1969	559291140	390730500
1970	625733328	435781200
1971	683728796,8	484807600
1972	810481112	572291000
1973	1004081650	744828600
1974	1394527424	1094921600
1975	1694736621	1328567200
1976	1777436118	1394266000
1977	1950197051	1545889000
1978	2079544666	1647127700
Suma	-	-
Media	-	-

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares, en base a Estadística Industrial de la República Dominicana.

En el caso de la industria manufacturera dominicana, en el período que nos ocupa, 1961-1978, como se ve en los cuadros expuestos arriba, en ningún año el precio de venta estuvo por debajo

del precio de costo, puesto que durante toda la serie de tiempo analizada los capitalistas obtuvieron ganancias.²⁶

9.9 Cálculo de los precios de producción en la industria manufacturera postrujillista

Calculemos ahora los precios de producción o precios de las mercancías; con este fin confeccionamos el cuadro, presentado abajo, que contiene las variables siguientes: capital constante, capital variable, plusvalía, valor de las mercancías, precio de costo, precio de las mercancías, cuota media de ganancia y diferencia del precio respecto al valor. Los precios de las mercancías resultan de sumar el precio de costo y la plusvalía media; su fórmula es la siguiente: $pm = pc + pme$. La diferencia del precio respecto al valor, surge de la diferencia entre el precio de las mercancías y el valor de las mercancías, su fórmula es la siguiente: $pm - vm$.

Cuadro 239
Precios de producción (1961-1978)

Año	Capital constante (c)	Capital variable (v)	Plusvalía (p)
1961	146835827,8	38271045	68336777,95
1962	182256922,5	72940583	130242705
1963	214988616,4	88812260	158583171,5
1964	241164506,1	106605269	190354368,3
1965	213512717,7	81327079	145217632,3
1966	239389900	87796000	156768537,6
1967	243250300	80305000	143392608
1968	266257900	82611000	147510201,6
1969	296330500	94400000	168560640
1970	329401200	106380000	189952128
1971	373404600	111403000	198921196,8
1972	438896000	133395000	238190112
1973	599637600	145191000	259253049,6
1974	927131600	167790000	299605824
1975	1123499200	205068000	366169420,8
1976	1179677000	214589000	383170118,4
1977	1319462000	226427000	404308051,2
1978	1404958700	242169000	432416966,4
Suma	9740055091	2285480236	4080953509
Media			226719639,4

Continuación...

Año	Valor de las mercancías (vm)	Precio de costo (pc)	Plusvalía media (pme)
1961	253443650,8	185106872,8	226719639,4
1962	385440210,5	255197505,5	226719639,4

²⁶ Véase *El Capital*, tomo III, de Karl Marx, pp. 45-56, donde se plantea el sustento teórico del precio de costo.

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1963	462384047,9	303800876,4	226719639,4
1964	538124143,4	347769775,1	226719639,4
1965	440057429	294839796,7	226719639,4
1966	483954437,6	327185900	226719639,4
1967	466947908	323555300	226719639,4
1968	496379101,6	348868900	226719639,4
1969	559291140	390730500	226719639,4
1970	625733328	435781200	226719639,4
1971	683728796,8	484807600	226719639,4
1972	810481112	572291000	226719639,4
1973	1004081650	744828600	226719639,4
1974	1394527424	1094921600	226719639,4
1975	1694736621	1328567200	226719639,4
1976	1777436118	1394266000	226719639,4
1977	1950197051	1545889000	226719639,4
1978	2079544666	1647127700	226719639,4
Suma	253443650,8	185106872,8	
Media	385440210,5	255197505,5	

Conclusión

Año	Precio de las mercancías (pm= pc+pme)	Diferencia del precio respecto al valor= pm-V
1961	411826512,2	158382861,4
1962	481917144,9	96476934,4
1963	530520515,8	68136467,9
1964	574489414,5	36365271,1
1965	521559436,1	81502007,1
1966	553905539,4	69951101,8
1967	550274939,4	83327031,4
1968	575588539,4	79209437,8
1969	617450139,4	58158999,4
1970	662500839,4	36767511,4
1971	711527239,4	27798442,6
1972	799010639,4	-11470472,6
1973	971548239,4	-32533410,6
1974	1321641239	-72886184,6
1975	1555286839	-139449781,6
1976	1620985639	-156450478,6
1977	1772608639	-177588411,6
1978	1873847339	-205697326,6
Suma	-	-
Media	-	-

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares, en base a Estadística Industrial de la República Dominicana.

Es evidente que las mercancías se venden en 796,076,066.3 [sumatoria de los valores positivos de la última columna del cuadro presentado arriba] por encima y en 796,076,066.2 [sumatoria de los valores negativos de la última columna del cuadro presentado arriba] por debajo del valor, “(...) por lo cual las divergencias del precio se neutralizan mutuamente a los respectivos precios de costo de las mercancías mediante el recargo de la ganancia media del 22% [en el caso que nos ocupa la cuota media de ganancia es 33.94%] sobre el capital invertido; en la misma proporción en que una parte de las mercancías se vende por encima de su valor, otra parte de las mercancías se vende por debajo de su valor. Y esta venta a tales precios es lo único que permite que la cuota de ganancia sea uniforme (...) independientemente de la distinta composición orgánica de los capitales. Los precios obtenidos sacando la media de las distintas cuotas de ganancia en las diversas esferas de producción y sumando esta media a los precios de costo de las diversas esferas de producción son los precios de producción. Tienen como premisa la existencia de una cuota general de ganancia, la cual presupone, a su vez, que las cuotas de ganancia, para cada esfera de producción considerada de por sí se hayan reducido ya a otras tantas cuotas medias”.²⁷ (El corchete, comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

9.10 Datos estadísticos de la industria en el decenio de los ochenta y noventa

La Comisión Económica para América Latina (CEPAL), en el año 2001, publicó su obra *Desarrollo económico y social en la República Dominicana* (Tomo I y Tomo II), donde toca temas de suma importancia, particularmente el referido a la industria dominicana. El Tomo II, que es el compendio estadístico, de dicha obra, su capítulo VII, está consagrado a suministrar datos estadísticos de la industria, que nos permitirá interpretar la evolución de aquella en los dos últimos decenios del siglo XX.

Cuadro 240
PIB manufacturero (1980-1999)
(Índice 1991= 100)^{a/}

Año	Industria manufacturera^b
1980	75,4
1981	77,3
1982	79,8
1983	81,2
1984	80,1
1985	76,7
1986	84,1
1987	95,2
1988	94,8
1989	99,6
1990	96,1
1991	100,0
1992	112,4
1993	113,9

²⁷ Marx, *El Capital*, Tomo III, p. 163.

1994	118,1
1995	121,0
1996	124,6
1997	133,8
1998	142,6
1999	152,3

Fuente: CEPAL. *Desarrollo económico y social en la República Dominicana. Tomo II, pp. 407-408.*

a/ Sobre la base de cifras a precios de 1991.

b/ Incluye a la industria local y la industria de zonas francas.

El PIB manufacturero, que aparece en el cuadro presentado arriba, la CEPAL lo estructuró en forma de índice, tomando el 1991, como año base. Salta a la vista, de manera inmediata, como el índice del PIB manufacturero, en el decenio de los ochenta, presentó cifras inferiores a las correspondientes al año base, lo que quiere decir que el PIB manufacturero de los ochenta estuvo por debajo del PIB manufacturero del año 1991, en términos absolutos. La década perdida, matizada por la política de ajuste fondomonetarista, tuvo un impacto reduccionista en el PIB manufacturero, de ahí su pobre desempeño en el lapso indicado. En el decenio de los noventa, la economía dominicana mejora. La inflación es sofocada, el déficit fiscal se reduce, la economía se reanima. El sector externo mejora. Todo ello tiene un efecto positivo sobre el PIB manufacturero, por tanto, éste exhibe ahora índices superiores al del año base, 1991.

Cuadro 241

**Valor de la producción de la industria local, según principales productos (1980-1999)^{a/}
(Índice, 1991=100)**

Año	Total	Ingenios azucareros	Subtotal de productos seleccionados ^{b/}
1980	90,6	160,8	76,5
1981	93,6	175,5	77,1
1982	102,1	200,0	82,4
1983	106,2	193,5	88,6
1984	103,4	178,2	88,3
1985	95,2	133,1	87,5
1986	100,9	129,2	95,2
1987	110,2	130,8	106,0
1988	108,8	128,5	104,9
1989	114,0	130,7	110,7
1990	105,3	94,6	107,4
1991	100,0	100,0	100,0
1992	113,7	95,6	117,3
1993	112,5	107,1	113,6
1994	114,4	102,7	116,7
1995	113,7	91,5	118,1
1996	120,6	109,1	122,9
1997	127,9	117,7	130,0

1998	130,6	91,9	138,4
1999	138,6	68,8	152,6

Fuente: CEPAL. *Desarrollo económico y social en la República Dominicana. Tomo II, pp. 411-413.*

a/ Sobre la base de cifras a precios de 1970.

b/ Arroz descascarado, café descascarado, harina y derivados, aceite de soya, ron, cerveza, cigarrillos, pastas alimenticias, leche pasteurizada, cemento, varillas, pinturas y neveras.

El índice total del valor de la producción de la industria local, según se advierte en el cuadro presentado arriba, muestra una evidente tendencia ascendente; algo similar, pero con mayor fortaleza, ocurre con el índice del valor de la producción a nivel de los ingenios azucareros, por tanto, se colige que el total se vio influido por el de los ingenios. El índice correspondiente al valor de la producción de varios artículos seleccionados, en cambio, expresa un declive inicialmente y luego un ascenso, sobre todo a partir del decenio de los noventa. Ello quiere decir, entonces, que la década perdida afectó más la producción de bienes destinados al mercado interior, que los dirigidos a satisfacer la demanda externa.

Cuadro 242
Participación de las manufacturas en las exportaciones a la OCDE (1980-1996) (%)

Año	Países industrializados	América Latina	República Dominicana
1980	69,5	24,0	15,8
1981	69,4	24,5	19,1
1982	70,1	25,6	22,4
1983	70,7	28,0	26,3
1984	71,6	29,8	29,3
1985	73,2	32,0	34,4
1986	74,7	34,5	42,3
1987	75,5	37,8	47,9
1988	75,6	39,9	53,1
1989	75,7	40,5	56,8
1990	76,2	40,9	62,2
1991	76,6	42,0	68,7
1992	77,1	44,7	74,5
1993	77,1	47,1	77,0
1994	77,4	48,8	77,4
1995	77,4	49,9	76,5
1996	77,6	50,4	76,3

Fuente: CEPAL. *Desarrollo económico y social en la República Dominicana. Tomo II, p. 423*

Sin duda, las cifras contenidas en el cuadro presentado arriba, denotan un cierto progreso, en el período 1980-1996, de la industria dominicana respecto a la participación de las manufacturas en las exportaciones dirigidas hacia a la OCDE. Al inicio del decenio de los ochenta, la República Dominicana, presentaba un rezago notable, tanto con relación a los países industrializados como a los de América Latina, pero en la medida que fueron pasando los años, el indicador de la manufactura dominicana, en el renglón discutido, superó al de América Latina y se aproximó al

de los países industrializados, motivado por situaciones esenciales. Primera, las exportaciones manufactureras, provenientes de las zonas francas, aumentaron rápidamente, particularmente en el decenio de los noventa. Segunda, las exportaciones dominicanas de materias primas agrícolas retrocedieron, a partir del decenio de los ochentas, facilitando la participación de las manufacturas en el total exportado hacia la OCDE.

Cuadro 243

Exportaciones de países a la OCDE, según su contenido tecnológico (1977-1996)^{a/} (%)

Año	Países industrializados (I)	América Latina (II)	República Dominicana (III)	Relación I/III	Relación II/III
1980	28,69	6,43	1,94	14,79	3,31
1981	29,03	6,78	1,95	14,89	3,48
1982	30,48	7,73	2,18	13,98	3,55
1983	32,17	9,12	2,53	12,72	3,60
1984	34,07	10,59	2,61	13,05	4,06
1985	36,75	12,50	2,65	13,87	4,72
1986	39,11	14,88	3,47	11,27	4,29
1987	40,77	17,41	4,81	8,48	3,62
1988	41,09	18,71	6,51	6,31	2,87
1989	41,24	19,08	7,98	5,17	2,39
1990	41,56	19,61	9,49	4,38	2,07
1991	42,16	20,82	10,67	3,95	1,95
1992	43,16	23,06	11,37	3,80	2,03
1993	44,58	25,25	11,71	3,81	2,16
1994	45,65	26,89	12,53	3,64	2,15
1995	46,32	28,35	13,32	3,48	2,13
1996	46,74	28,85	13,91	3,36	2,07

Fuente: CEPAL. *Desarrollo económico y social en la República Dominicana*. Tomo II, pp. 424-425.

a/ Participación de los productos de contenido tecnológico alto y medio en las exportaciones totales.

Advierta, amigo lector, cómo se produce un replanteo de la situación cuando a la participación de la manufactura, en las exportaciones hacia la OCDE, se impone la restricción de que debe poseer un alto contenido tecnológico; sin restricción, el indicador de la República Dominicana, en el año 1980, era de 15.8%, sin embargo, para ese mismo año, con restricción, se reduce a 1.94%; asimismo, en el año 1996, sin restricción, era de 76.3%, pero con restricción cae a 13.91%; sin restricción el indicador de la República Dominicana, finalmente supera al de América Latina y se aproxima al de los países industrializados, mas, con restricción, en ninguno de los años de la serie histórica expuesta, en el cuadro presentado arriba, dicho indicador es superior al de los otros países. ¿Qué quiere ello decir? Sencillamente que a pesar del progreso tecnológico de la manufactura exportada, desde la República Dominicana, en el lapso 1980-1996, no pudimos superar, por lo menos, al promedio correspondiente a la América Latina.

Cuadro 244**Competitividad de las exportaciones manufactureras a la OCDE (1990 y 1996)^{a/} (%)**

Tipo de estrella	Contribución 1990	Contribución 1996
Estrella menguante	9,81	12,00
Estrella naciente	35,12	51,12
Oportunidad perdida	10,53	8,03
Retroceso	62,23	76,25

Fuente: CEPAL. *Desarrollo económico y social en la República Dominicana. Tomo II, pp. 428-429.*

a/ Participación en las exportaciones totales de la República Dominicana.

Las denominadas estrellas menguantes son grupos de productos cuyo aporte, a la competitividad de las exportaciones manufactureras, expresa una cierta aminoración. En el cuadro 13, página 426, del Tomo II, la CEPAL lista 22 grupos de artículos en estrellas menguantes, de los cuales, en el año 1990, solamente “Ropa exterior para mujeres, niñas y bebés, de tejidos”, hizo un aporte a la competitividad digno de mencionar, 9.1%, y luego en el año 1996, pasó a 9.35%. En cambio, los ubicados en estrellas nacientes, un total de 28, varios hacen aportes significativos, en el rango 1.24-12.02%, para el año 1990; este rango mejora en el año 1996, pues pasa a 1.56-14.47%, ejerciendo un liderazgo visible “Ropa exterior para hombres y niños, de tejido”. Los grupos de artículos, 30 en total, que integran el tipo de estrella denominado oportunidad perdida, los pocos que presentan aportes representativos a la competitividad, en el año 1990, como “Manufacturas de cuero natural, artificial o regenerado”, luego en el año 1996 exhiben guarismos inferiores y en adición la inmensa mayoría hicieron aportes de 0.00%; algo idéntico aconteció con los grupos de artículos incluidos en el tipo de estrella en retroceso.

9.11 El producto agregado industrial (1970-2003)

El PIB real de la industria dominicana. El cuadro que se expone abajo, contiene informaciones muy valiosas sobre la evolución del PIB real de la industria dominicana, en el largo período 1970-2003. Estas informaciones se expresan en forma agregada y también reflejan el aporte de cada subsector de la industria, tales como la industria azucarera, la industria no azucarera y las zonas francas industriales, al valor del producto del sector.

Cuadro 245
PIB industrial (a precios de 1970)
(En millones de RD\$)

Año	Industria azucarera	Industria no azucarera	Zonas francas	Total de manufactura
1970	75,3	199,9	0,1	275,4
1971	82,0	228,7	0,3	311,0
1972	82,3	252,6	1,6	336,5
1973	82,8	296,8	1,7	381,3
1974	91,7	304,7	3,0	399,4
1975	88,1	335,0	5,4	428,5
1976	90,7	360,5	6,2	457,4
1977	96,0	379,1	8,3	483,4

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

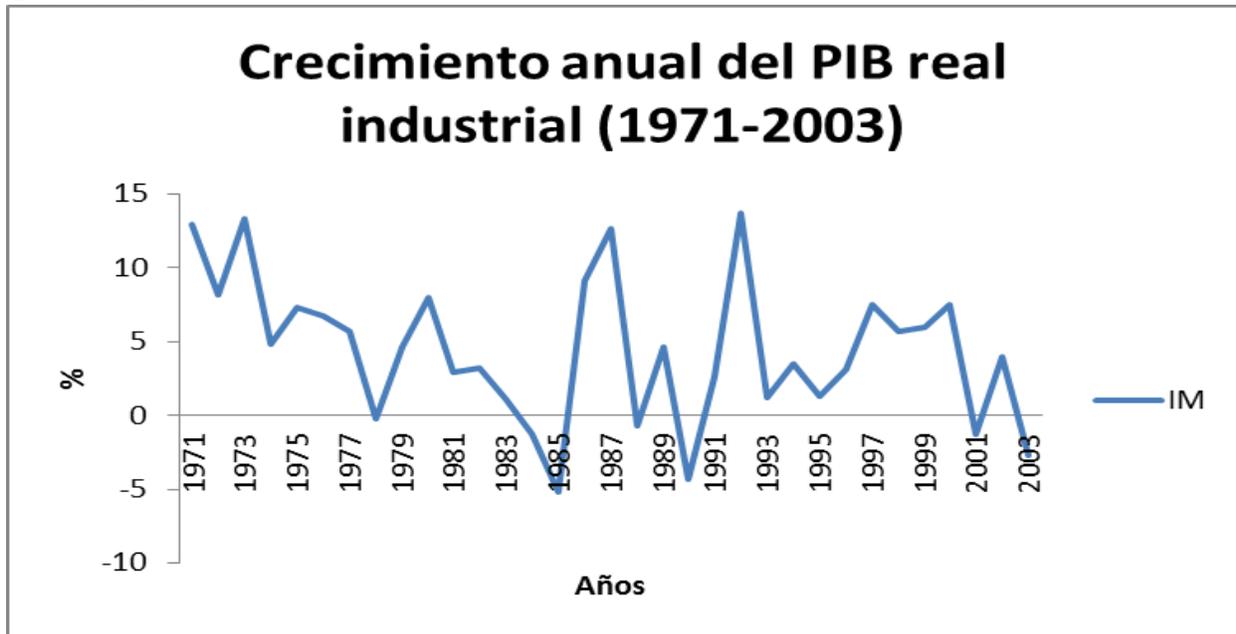
1978	92,8	379,1	10,7	482,6
1979	92,5	399,2	13,1	504,8
1980	67,8	462,4	15,2	545,4
1981	93,1	451,4	16,9	561,4
1982	95,2	467,1	17,3	579,6
1983	81,0	487,1	17,8	585,9
1984	83,8	470,6	23,8	578,2
1985	61,6	453,4	33,1	548,1
1986	59,8	491,0	47,4	598,2
1987	60,6	549,4	64,4	674,4
1988	59,5	531,3	79,2	670,0
1989	57,0	546,7	97,4	701,1
1990	41,2	518,8	111,1	671,1
1991	45,9	517,8	125,0	688,7
1992	41,7	611,0	130,7	783,4
1993	46,6	594,3	152,2	793,1
1994	44,7	612,5	163,4	820,7
1995	39,4	621,5	170,8	831,7
1996	47,5	640,1	169,9	857,5
1997	51,3	682,5	188,0	921,8
1998	39,8	732,2	202,4	974,3
1999	30,0	809,1	193,9	1.033,0
2000	35,8	872,3	202,8	1.110,8
2001	38,6	864,5	193,5	1.096,5
2002	41,1	921,3	178,2	1.140,6
2003	40,6	884,8	184,2	1.109,6

Fuente: Banco Central de la República Dominicana y la ONE.

El PIB industrial, en términos reales, ha estado aumentando en forma incesante. En el año 1970 se situó en RD\$275.4 millones, en los primeros años del decenio de los ochenta, ya se había duplicado y al final del decenio de los noventa rompe la barrera de los mil millones de pesos dominicanos, alcanzando un crecimiento promedio anual de 9.3%. Este formidable crecimiento, del PIB real industrial, descansó principalmente en los aportes de la industria no azucarera y, en menor medida, de las industrias de zonas francas, ya que la industria azucarera, en gran parte del período postrujillista, ha experimentado un desplome estrepitoso. En efecto, los dos subsectores ascendentes, mencionados arriba, acumularon tasas promedio de crecimiento anual de 4.8% y 36.2%, respectivamente; en cambio, la del azucarero fue de -0.84%.

Observemos, en término gráfico, el crecimiento anual del PIB real industrial total y sus subsectores, con el fin de afianzar la descripción realizada.

Gráfico 23



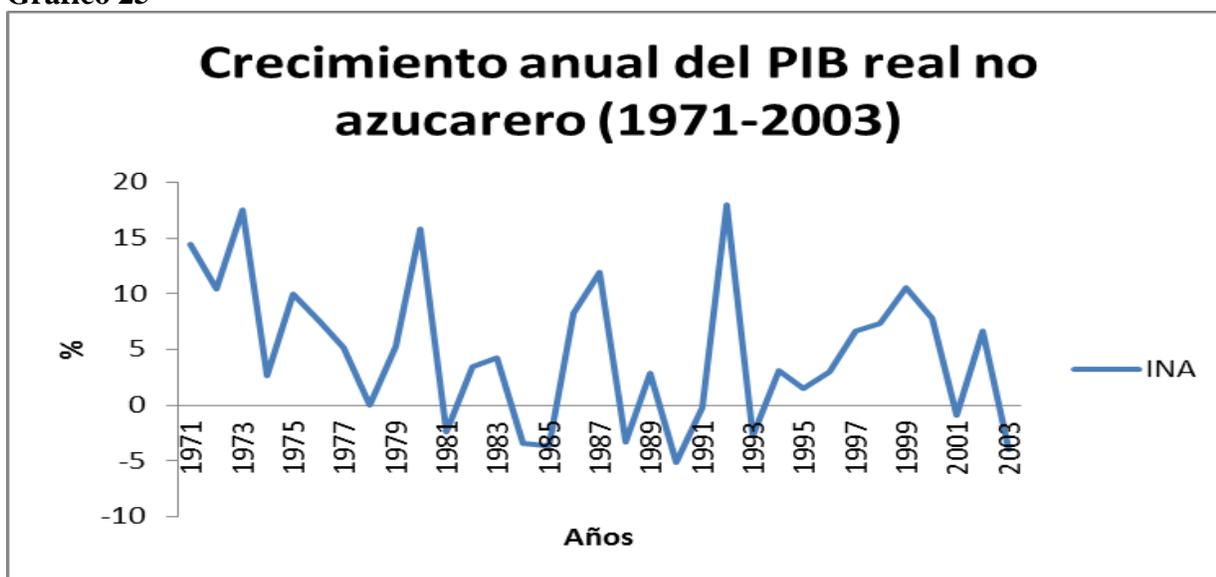
Fuente: Banco Central de la República Dominicana y la ONE.

Gráfico 24



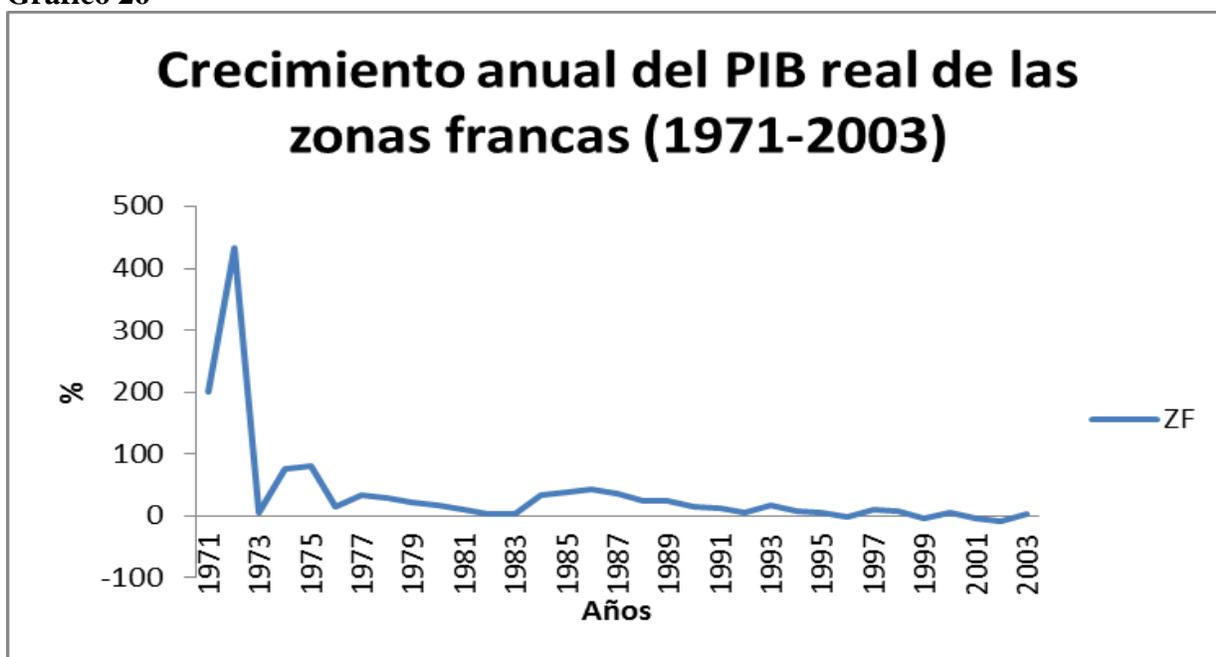
Fuente: Banco Central de la República Dominicana.

Gráfico 25



Fuente: Banco Central de la República Dominicana.

Gráfico 26



Fuente: Banco Central de la República Dominicana.

Es muy obvio que la gráfica del crecimiento anual del PIB real industrial, es casi idéntica a la del subsector no azucarero. Se confirma lo arriba planteado.

El crecimiento real del PIB industrial, no sólo ha estado dependiendo, principalmente, de la industria no azucarera, sino que la participación porcentual de ésta, en dicho PIB, es decisiva. Observemos:

Cuadro 246
Participación sectorial en el PIB real industrial (1961-2010)
 (%)

Año	Industria azucarera	Industria no azucarera	Zonas francas	Total de manufactura
1970	27,36	72,60	0,04	100
1971	26,36	73,54	0,10	100
1972	24,45	75,07	0,48	100
1973	21,72	77,83	0,45	100
1974	22,97	76,28	0,75	100
1975	20,55	78,19	1,26	100
1976	19,83	78,81	1,36	100
1977	19,86	78,42	1,72	100
1978	19,23	78,55	2,22	100
1979	18,32	79,08	2,60	100
1980	12,43	84,78	2,79	100
1981	16,58	80,41	3,01	100
1982	16,43	80,59	2,98	100
1983	13,82	83,14	3,04	100
1984	14,49	81,39	4,12	100
1985	11,24	82,72	6,04	100
1986	10,00	82,08	7,92	100
1987	8,99	81,47	9,55	100
1988	8,88	79,30	11,82	100
1989	8,13	77,98	13,89	100
1990	6,14	77,31	16,55	100
1991	6,66	75,19	18,15	100
1992	5,32	77,99	16,69	100
1993	5,88	74,93	19,19	100
1994	5,45	74,63	19,91	100
1995	4,73	74,73	20,54	100
1996	5,54	74,64	19,82	100
1997	5,56	74,04	20,40	100
1998	4,08	75,15	20,77	100
1999	2,90	78,33	18,77	100
2000	3,22	78,52	18,26	100
2001	3,52	78,84	17,64	100
2002	3,61	80,77	15,62	100
2003	3,66	79,74	16,60	100

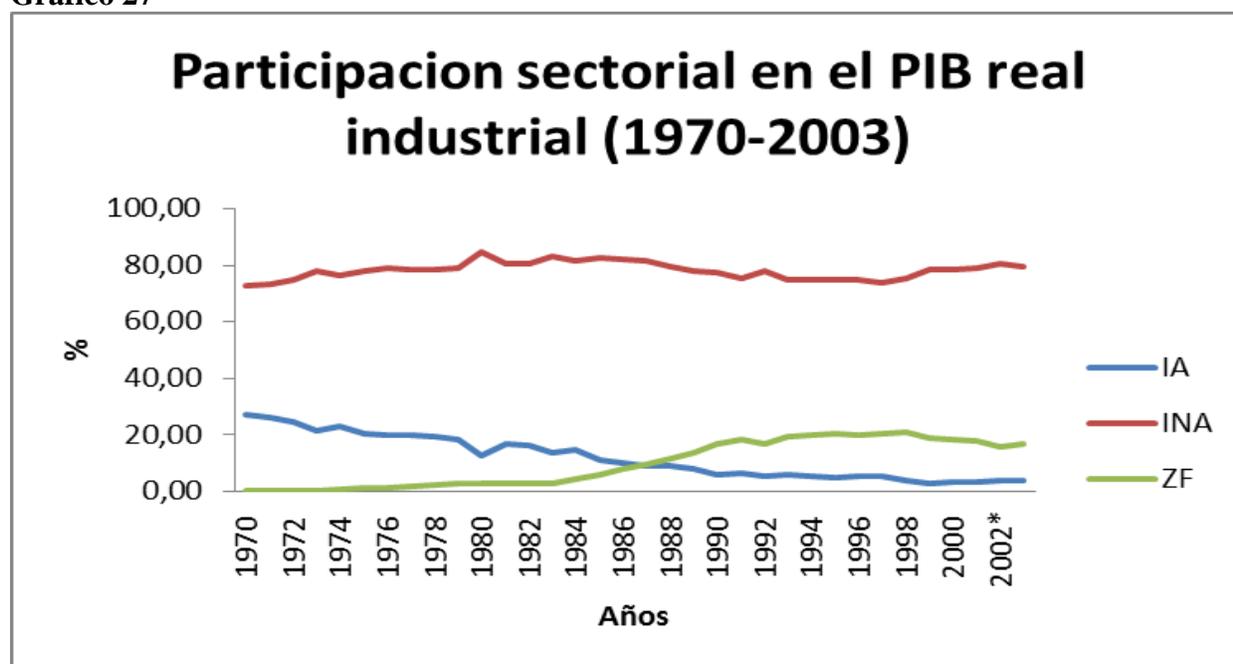
Fuente: Banco Central de la República Dominicana y la ONE.

La participación de la industria azucarera, en el PIB real industrial, describe una trayectoria completamente descendente. Comienza con un 27.36%, en el año 1970, para caer a 3.66% en el año 2003. En el caso de las zonas francas industriales el comportamiento fue totalmente diferente. Comienza, en el año 1970, con un imperceptible 0.04% y concluye en el 2003, con

casi un 17%. La industria no azucarera, se consolidó como la mayor aportante del PIB industrial, oscilando durante el período señalado entre 70 y 80%.

Al dependentismo patrio, ante la nueva realidad de la industria manufacturera dominicana, hay que hacerle la pregunta siguiente: ¿Cómo explicar la participación mayoritaria de la industria no azucarera, en el PIB manufacturero total, en el período posttrujillista, si en la primera mitad del siglo XX, de acuerdo a vuestro razonamiento, la misma estuvo impedida de acceder a la reproducción ampliada del capital? Es mejor que no responda. ¡Nuestra tesis fue confirmada con el paso del tiempo!

Gráfico 27



Fuente: Banco Central de la República Dominicana.

9.12 Estudio econométrico del PIB real del sector industrial (1970-2003)

Para desarrollar el epígrafe que nos ocupa, PIB real del sector industrial (1970-2003), correremos los siguientes modelos econométricos: PIB real de la industria manufacturera función del tiempo; PIB de la industria manufacturera función del PIB total; PIB de la industria manufacturera función del PIB agropecuario, minería, construcción, comercio, hoteles, bares y restaurantes, transporte, comunicaciones, electricidad y agua, finanzas, propiedad de viviendas, gobierno y otros servicios; y el PIB de la industria manufacturera función de las importaciones de bienes y del consumo agregado. Empecemos.

9.12.1 Modelo econométrico de regresión lineal: PIB real de la industria manufacturera función del tiempo

Demos otro paso adelante en la parte descriptiva del PIB real industrial. ¿Cómo se expresó, en el mismo, la variable tiempo? Acudamos a la econometría y apliquemos el método de los mínimos

cuadrados ordinarios, a fin de estimar una ecuación de regresión del tipo $IM = \alpha + \beta t + \mu$, donde: IM es PIB real de la industria manufacturera; α , el intercepto con el eje vertical, primer cuadrante, del sistema de coordenada; β , el coeficiente de la pendiente; t, el factor tiempo; μ , perturbación estocástica.

Las informaciones que se utilizarán para llevar a cabo los cálculos estadísticos, con el auxilio del paquete estadístico, conocido por las siglas de SPSS, se encuentran contenidas en el siguiente cuadro:

Cuadro 247
PIB real de la industria manufacturera y el factor tiempo (1961-2010)

(%)

Año	PIB real de la IM	Variable tiempo
1970	275,4	1
1971	311,0	2
1972	336,5	3
1973	381,3	4
1974	399,4	5
1975	428,5	6
1976	457,4	7
1977	483,4	8
1978	482,6	9
1979	504,8	10
1980	545,4	11
1981	561,4	12
1982	579,6	13
1983	585,9	14
1984	578,2	15
1985	548,1	16
1986	598,2	17
1987	674,4	18
1988	670,0	19
1989	701,1	20
1990	671,1	21
1991	688,7	22
1992	783,4	23
1993	793,1	24
1994	820,7	25
1995	831,7	26
1996	857,5	27
1997	921,8	28
1998	974,3	29
1999	1033,0	30
2000	1110,8	31
2001	1096,5	32

2002	1140,6	33
2003	1109,6	34

Fuente: Banco Central de la República Dominicana y la ONE.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Ecuación lineal	IM= 248.885+24.325t
Error estándar	ee= (17.441) (0.869)
Valores t	t= (14.27) (27.98)
Valores p	p= (0.000) (0.000)
Coefficiente de determinación	r ² = 0.96
Coefficiente de correlación de Pearson	r= 0.98
Grados de libertad	g de l= 32
Test de la F de Fisher	F _{1,32} = 782.892
Durbin Watson	DW= 0.378

Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 24.325, mide la pendiente de la recta, indica que dentro de un intervalo muestral de t entre 1 y 34, a medida que t se incrementa en un año, el incremento estimado en la cuota de ganancia es de 24.325. El coeficiente 248.885, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre IM de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de r²= 0.96 significa que cerca del 96% de la variación en el PIB real de la industria manufacturera, está explicado por el factor tiempo, su incidencia es extremadamente alta. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.98 muestra que las dos variables, la cuota de ganancia y el tiempo, poseen una correlación positiva muy elevada.

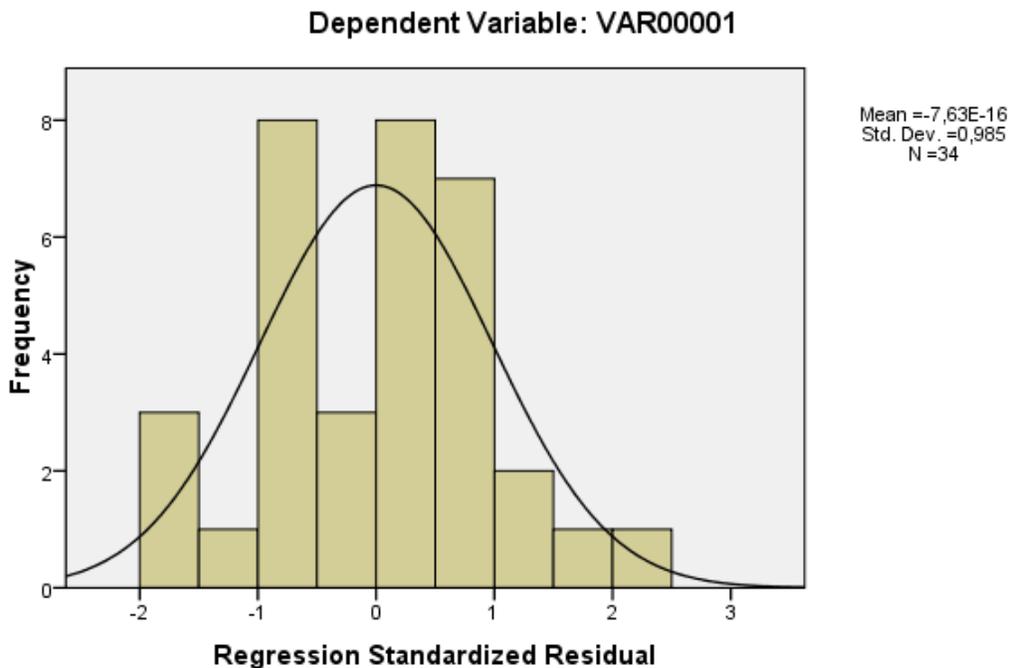
En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados la bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 32 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 14.27 es 0 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 27.98 es 0. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 14.27 es 0; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es 0 por cada 10,000 casos; de aquí que podamos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es distinto a cero (0); es rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 27.98, es 0, luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es de 0 por cada 10,000 casos, de aquí que podamos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente a cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

La razón de varianza, F, para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 32 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de F_{1,32}= 4.152, obviamente

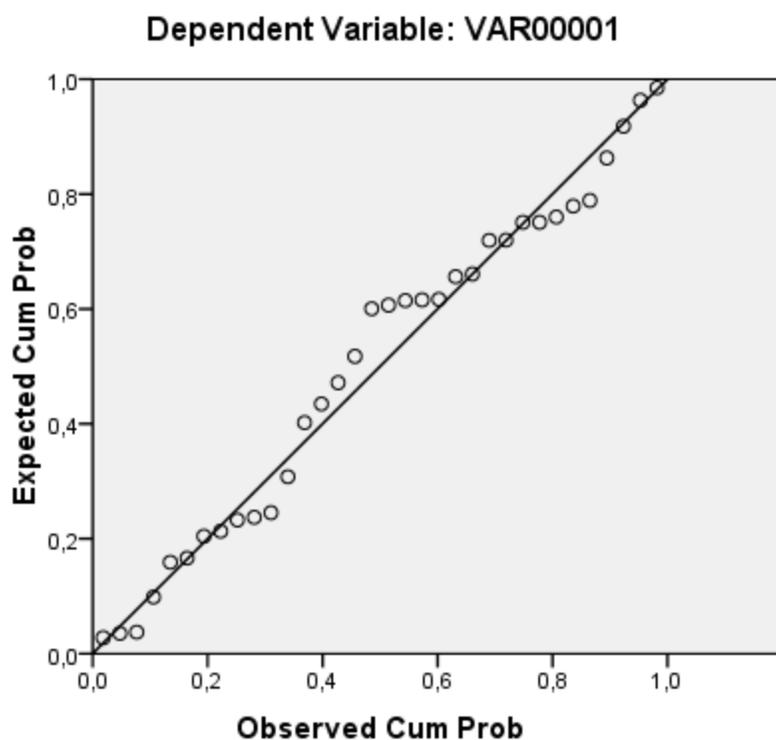
inferior a la obtenida, 782.892, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (0.378) se encuentra alejado de la vecindad de 2, lo que indica que hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre el PIB real de la industria manufacturera y el factor tiempo. Igualmente, el término de perturbación estocástica, u , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. También se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta grafica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciese a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores del PIB real de la industria manufacturera, tanto efectivos como estimados y los valores de u , así como su correspondiente gráfica.

Cuadro 248

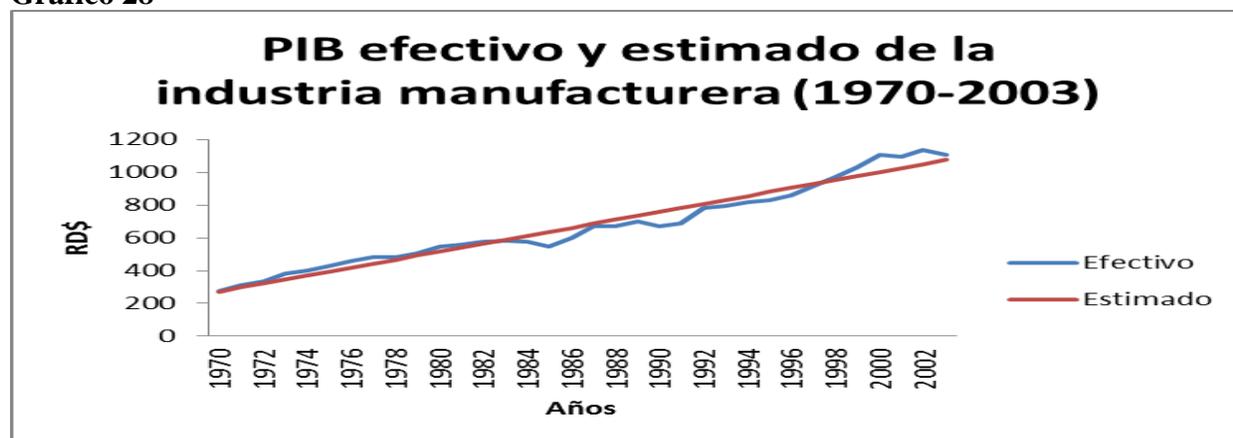
PIB real de la industria manufacturera efectiva, PIB real de la industria manufacturera estimada y valores residuales (1970-2003)

Año	PIB real de la industria manufacturera efectivo	PIB real de la industria manufacturera estimado	Valores de u
1970	275,40	273,21	2,19008
1971	311,00	297,53	13,46519
1972	336,50	321,86	14,64031
1973	381,30	346,18	35,11542
1974	399,40	370,51	28,89053
1975	428,50	394,83	33,66564
1976	457,40	419,16	38,24075
1977	483,40	443,48	39,91586
1978	482,60	467,81	14,79097

1979	504,80	492,13	12,66608
1980	545,40	516,46	28,94119
1981	561,40	540,78	20,61630
1982	579,60	565,11	14,49141
1983	585,90	589,43	-3,53348
1984	578,20	613,76	-35,55837
1985	548,10	638,08	-89,98325
1986	598,20	662,41	-64,20814
1987	674,40	686,73	-12,33303
1988	670,00	711,06	-41,05792
1989	701,10	735,38	-34,28281
1990	671,10	759,71	-88,60770
1991	688,70	784,03	-95,33259
1992	783,40	808,36	-24,95748
1993	793,10	832,68	-39,58237
1994	820,70	857,01	-36,30726
1995	831,70	881,33	-49,63215
1996	857,50	905,66	-48,15704
1997	921,80	929,98	-8,18193
1998	974,30	954,31	19,99319
1999	1033,00	978,63	54,36830
2000	1110,80	1002,96	107,84341
2001	1096,50	1027,28	69,21852
2002	1140,60	1051,61	88,99363
2003	1109,60	1075,93	33,66874

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 28



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, el factor tiempo (variable independiente), durante el período 1970-2003, ejerció una influencia decisiva en la explicación de los valores asumidos por el PIB real de la industria manufacturera dominicana (variable

dependiente), en un 96%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, los coeficientes estimados, tanto el relativo a la constante como a la pendiente de la recta de regresión, son significativos; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

9.12.2 Modelo econométrico de regresión lineal: PIB de la industria manufacturera función del PIB total

Ahora bien, en la generación de los valores del PIB real de la industria, durante el período bajo estudio, probablemente ejercieron influencia, sobre ellos, otras variables independientes, puesto que la constante de la recta de regresión, equivalente a 248.885, da cuenta de tal presunción; por consiguiente, ensayemos otros modelos econométricos, en el cual aparezcan explicitadas tales factores. En esta ocasión estudiaremos un modelo de regresión lineal, en el cual deben aparecer dos variables esenciales: el PIB real de la industria (variable dependiente) y el PIB real de la República Dominicana (variable independiente). Dicho modelo se concretiza en esta ecuación: $IM = \alpha + \beta PIB + \mu$, donde: IM es PIB real de la industria manufacturera; α , el intercepto con el eje vertical, primer cuadrante, del sistema de coordenada; β , el coeficiente de la pendiente; PIB, es el Producto Interno Bruto; μ , perturbación estocástica, que recoge las variables no explicitadas en el modelo de regresión lineal.

Las informaciones que se utilizarán para llevar a cabo los cálculos estadísticos, con el auxilio del paquete estadístico, conocido por las siglas de SPSS, se encuentran contenidas en el siguiente cuadro:

Cuadro 249
PIB real de la industria y el PIB real total (1961-2010)
(%)

Año	PIB real de la IM	PIB real total
1970	275,4	1485,5
1971	311,0	1647,0
1972	336,5	1818,2
1973	381,3	2052,7
1974	399,4	2175,9
1975	428,5	2288,9
1976	457,4	2442,9
1977	483,4	2564,6
1978	482,6	2619,5
1979	504,8	2738,2
1980	545,4	2956,4
1981	561,4	3082,9
1982	579,6	3135,3
1983	585,9	3280,4
1984	578,2	3321,5
1985	548,1	3251,0

1986	598,2	3365,5
1987	674,4	3706,0
1988	670,0	3785,9
1989	701,1	3952,5
1990	671,1	3736,9
1991	688,7	3772,2
1992	783,4	4073,1
1993	793,1	4193,6
1994	820,7	4375,0
1995	831,7	4579,3
1996	857,5	4907,4
1997	921,8	5307,6
1998	974,3	5702,0
1999	1033,0	6166,7
2000	1110,8	6644,9
2001	1096,5	6910,0
2002	1140,6	7206,7
2003	1109,6	7175,3

Fuente: Banco Central de la República Dominicana y la ONE.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Ecuación lineal	IM= 89.219+0.153PIB
Error estándar	ee= (14.72) (0.004)
Valores t	t= (6.061) (43.015)
Valores p	p= (0.000) (0.000)
Coefficiente de determinación	$r^2 = 0.98$
Coefficiente de correlación de Pearson	r= 0.99
Grados de libertad	g de l= 32
Test de la F de Fisher	$F_{1,32} = 1850.28$
Durbin Watson	DW= 0.321

Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 0.153, mide la pendiente de la recta, indica que dentro de un intervalo muestral de t entre 1 y 34, a medida que el PIB se incrementa 1%, el incremento estimado en el PIB real de la industria manufacturera es de 0.153%. El coeficiente 89.219, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre IM de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de $r^2 = 0.98$ significa que el 98% de la variación en el PIB real de la industria manufacturera, está explicado por el PIB real total, su incidencia es extremadamente alta. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.99 muestra que las dos variables, la cuota de ganancia y el tiempo, poseen una correlación positiva muy elevada.

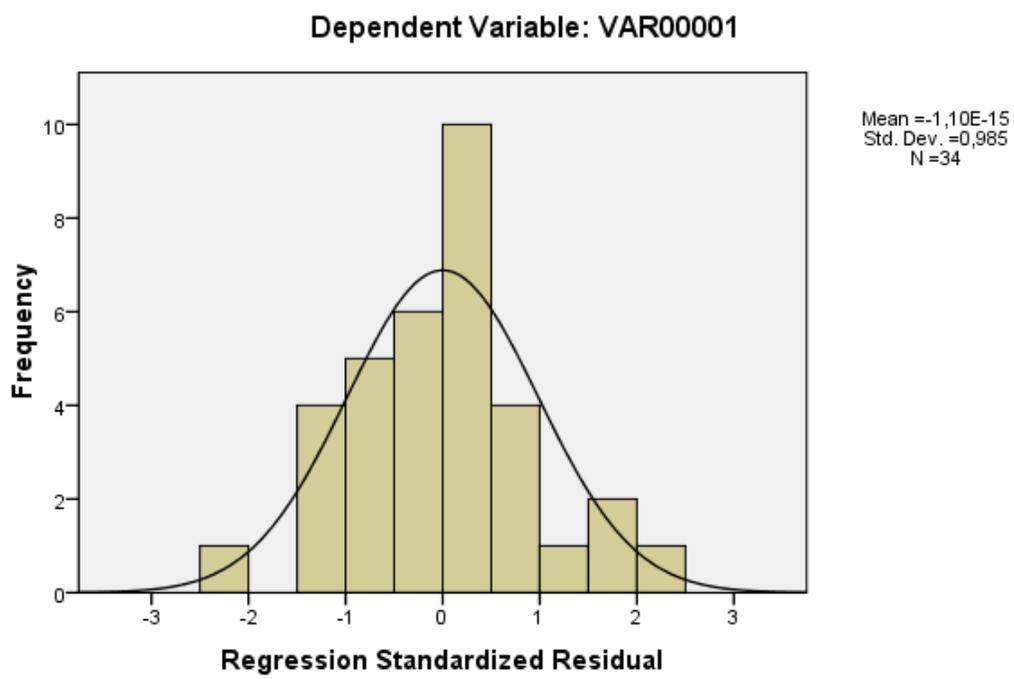
En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados la bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las

cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 32 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 6.061 es 0 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 43.015 es 0. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 6.061 es 0; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es 0 por cada 10,000 casos; de aquí que podamos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es distinto a cero (0); es rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 43.015, es 0, luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es de 0 por cada 10,000 casos, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente a cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

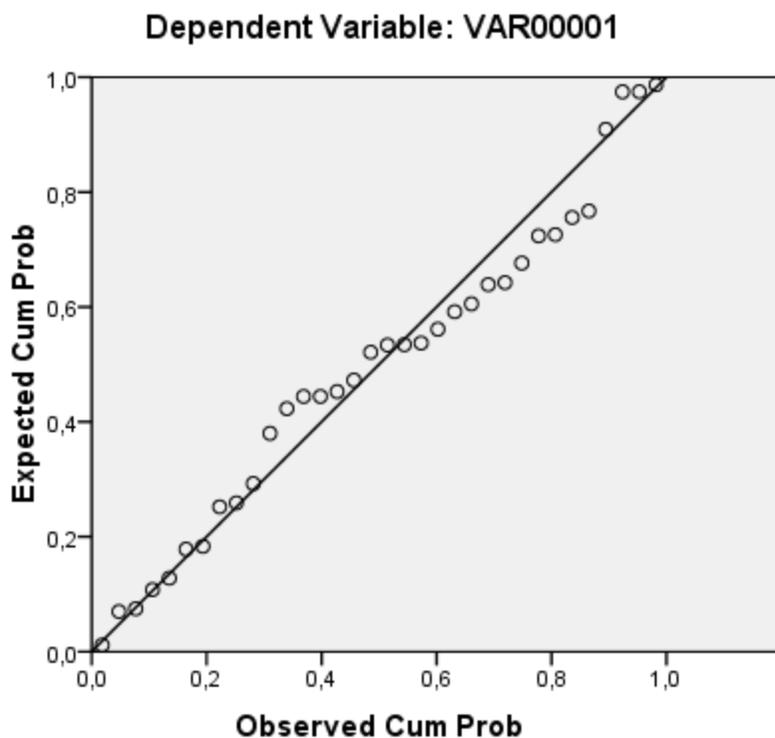
La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 32 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,32} = 4.152$, obviamente inferior a la obtenida, 1850.28, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (0.321) se encuentra alejado de la vecindad de 2, lo que indica que hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre el PIB real de la industria manufacturera y el PIB real total. Igualmente, el término de perturbación estocástica, u, sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. También se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u, y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciera a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u, están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores del PIB real de la industria manufacturera, tanto efectivos como estimados y los valores de u , así como su correspondiente gráfica.

Cuadro 250

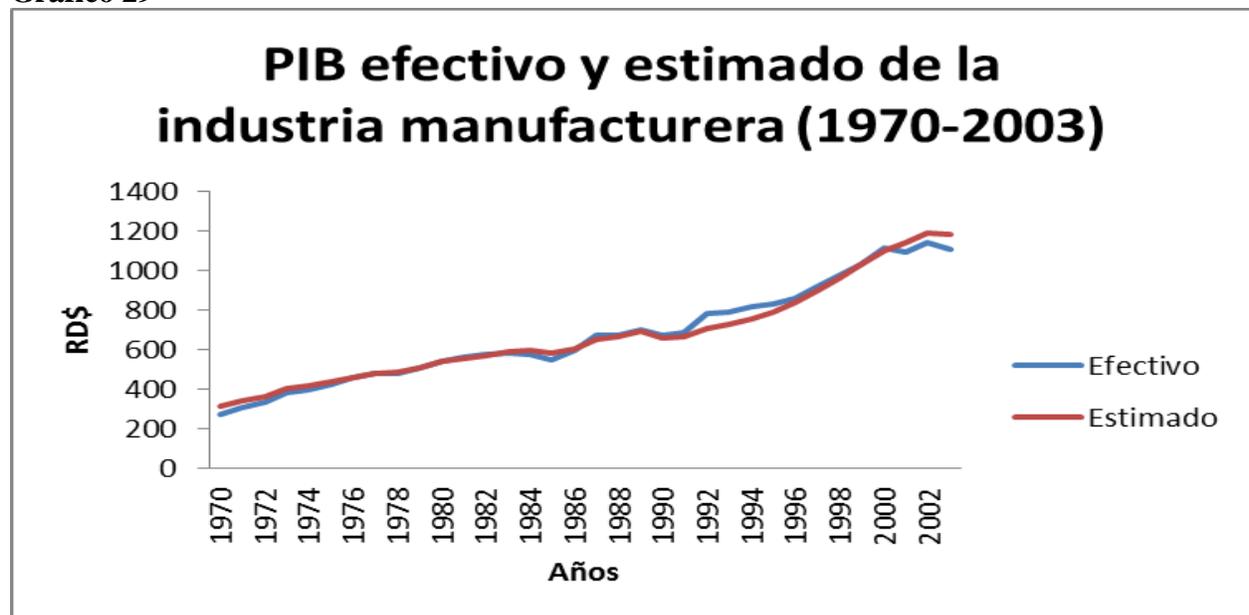
PIB real de la industria manufacturera efectiva, PIB real de la industria manufacturera estimada y valores residuales (1970-2003)

Año	PIB real de la industria manufacturera efectivo	PIB real de la industria manufacturera estimado	Valores de u
1970	275,40	315,90	-40,50189
1971	311,00	340,55	-29,54635
1972	336,50	366,67	-30,17100
1973	381,30	402,46	-21,15507
1974	399,40	421,26	-21,85505
1975	428,50	438,50	-9,99855
1976	457,40	462,00	-4,59853
1977	483,40	480,57	2,83038
1978	482,60	488,95	-6,34721

1979	504,80	507,06	-2,26051
1980	545,40	540,36	5,04276
1981	561,40	559,66	1,73921
1982	579,60	567,66	11,94311
1983	585,90	589,80	-3,89876
1984	578,20	596,07	-17,87050
1985	548,10	585,31	-37,21240
1986	598,20	602,78	-4,58479
1987	674,40	654,74	19,65584
1988	670,00	666,94	3,06332
1989	701,10	692,36	8,74061
1990	671,10	659,46	11,64058
1991	688,70	664,85	23,85390
1992	783,40	710,76	72,63737
1993	793,10	729,15	63,94940
1994	820,70	756,83	63,86825
1995	831,70	788,01	43,69263
1996	857,50	838,07	19,42546
1997	921,80	899,14	22,65602
1998	974,30	959,33	14,97166
1999	1033,00	1030,24	2,75970
2000	1110,80	1103,21	7,58767
2001	1096,50	1143,67	-47,16587
2002	1140,60	1188,94	-48,34148
2003	1109,60	1184,15	-74,54993

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 29



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, el PIB real total (variable independiente), durante el período 1970-2003, ejerció una influencia decisiva en la explicación de los valores asumidos por el PIB real de la industria manufacturera dominicana (variable dependiente), en un 98%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, los coeficientes estimados, tanto el relativo a la constante como a la pendiente de la recta de regresión, son significativos; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

9.12.3 Modelo econométrico de regresión lineal múltiple: PIB de la industria manufacturera función del PIB agropecuario, minería, construcción, comercio, hoteles, bares y restaurantes, transporte, comunicaciones, electricidad y agua, finanzas, propiedad de viviendas, gobierno y otros servicios

Ahora ampliemos el modelo econométrico, ensayemos otro de carácter múltiple, es decir, que contenga más de una variable independiente. Precisamente vamos a incluir los demás sectores que dan cuenta del PIB agropecuario; minería; construcción; comercio; hoteles, bares y restaurantes; transporte; comunicaciones; electricidad y agua; finanzas; propiedad de viviendas; gobierno; y otros servicios.

Las informaciones que se utilizarán para llevar a cabo los cálculos estadísticos, con el auxilio del paquete estadístico, conocido por las siglas de SPSS, se encuentran contenidas en el siguiente cuadro:

Cuadro 251
PIB real de la industria y demás sectores que conforman el PIB real total (1961-2010)
(%)

Año	PIB real de la industria	Agropecuario	Minería	Construcción	Comercio
1970	275,4	345,1	22,7	72,7	231,2
1971	311,0	363,6	23,5	103,3	262,2
1972	336,5	377,6	63,4	112,7	300,6
1973	381,3	410,1	100,2	137,5	327,4
1974	399,4	410,2	109,9	141,0	351,8
1975	428,5	399,9	121,7	152,6	371,1
1976	457,4	429,2	146,7	153,2	397,5
1977	483,4	436,8	143,0	168,7	410,1
1978	482,6	456,7	114,3	174,5	415,9
1979	504,8	461,7	146,6	183,6	420,9
1980	545,4	484,2	124,6	197,6	473,6
1981	561,4	510,8	135,6	196,5	494,9
1982	579,6	534,3	93,8	183,1	520,2
1983	585,9	550,8	124,8	226,7	522,8

Linares

1984	578,2	550,9	135,1	226,8	514,4
1985	548,1	531,3	134,7	192,0	489,1
1986	598,2	528,5	119,7	221,8	504,3
1987	674,4	543,8	150,7	297,4	540,9
1988	670,0	536,6	140,2	306,9	520,9
1989	701,1	548,7	139,3	347,5	531,3
1990	671,1	501,6	122,8	323,6	458,8
1991	688,7	522,9	115,5	283,3	468,0
1992	783,4	555,5	95,3	352,3	488,9
1993	793,1	558,8	61,0	387,9	502,1
1994	820,7	548,5	114,8	418,0	514,7
1995	831,7	577,0	125,6	442,3	554,8
1996	857,5	629,8	128,6	501,6	603,9
1997	921,8	650,4	132,6	587,2	664,2
1998	974,3	657,4	111,5	702,1	743,3
1999	1033,0	714,9	109,8	826,2	805,7
2000	1110,8	754,8	124,4	872,8	875,8
2001	1096,5	816,0	105,0	876,9	885,0
2002	1140,6	836,1	102,1	905,0	928,4
2003	1109,6	811,7	111,0	828,4	813,3

Continuación...

Año	Hoteles, bares y restaurantes	Transporte	Comunicaciones	Electricidad y agua	Finanzas
1970	6,4	104,5	10,3	17,5	27,0
1971	7,7	116,3	11,4	19,8	26,2
1972	8,3	124,7	13,5	22,4	28,6
1973	12,9	140,7	16,2	26,2	32,8
1974	17,2	155,9	19,2	28,1	40,7
1975	14,8	161,4	21,2	30,0	48,7
1976	16,5	166,7	24,1	30,9	58,2
1977	19,7	185,9	25,9	39,3	63,4
1978	22,9	190,1	28,8	42,9	66,4
1979	30,6	195,8	28,5	43,7	67,9
1980	37,5	199,6	30,9	49,0	70,4
1981	43,9	210,0	32,6	53,6	73,3
1982	48,5	221,8	34,8	48,7	76,5
1983	53,0	222,5	37,0	50,6	79,5
1984	79,1	217,7	39,3	57,0	81,8
1985	82,5	200,3	41,4	59,9	120,0
1986	83,5	204,7	44,5	63,3	136,7
1987	114,1	257,9	50,7	70,1	150,7
1988	162,0	252,7	58,7	68,0	174,1

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1989	163,3	262,8	69,2	62,1	205,6
1990	141,0	231,9	78,7	56,3	220,8
1991	160,1	239,0	92,1	58,8	223,4
1992	175,0	274,6	107,7	75,9	224,3
1993	213,3	283,4	119,2	87,7	222,1
1994	229,3	292,5	133,7	91,0	222,8
1995	259,4	310,6	159,7	87,3	224,6
1996	292,6	331,7	185,7	96,3	228,8
1997	343,6	356,6	221,5	106,0	236,2
1998	359,7	389,8	266,7	120,7	245,7
1999	392,4	414,7	314,3	130,5	256,0
2000	450,0	449,1	389,3	139,5	264,4
2001	439,3	446,9	528,7	165,2	271,9
2002	443,1	466,1	603,8	178,0	279,8
2003	574,2	433,5	695,3	163,0	265,9

Conclusión

Años	Propiedad de viviendas	Gobierno	Otros servicios
1970	100,2	152,1	120,3
1971	110,5	157,8	133,7
1972	118,8	156,8	154,5
1973	129,8	157,1	180,6
1974	140,8	168,6	193,1
1975	149,0	183,1	206,9
1976	156,8	189,9	215,8
1977	169,8	191,2	227,4
1978	177,2	200,4	246,8
1979	186,0	233,6	234,5
1980	198,1	280,1	265,4
1981	198,8	300,1	271,4
1982	201,2	311,9	280,9
1983	206,0	320,5	300,3
1984	210,2	330,6	300,4
1985	212,2	333,6	305,9
1986	214,5	331,9	313,9
1987	219,4	314,6	321,3
1988	223,9	339,5	332,4
1989	227,9	349,0	344,7
1990	228,2	358,1	344,0
1991	228,5	354,1	337,8
1992	230,3	361,2	348,6
1993	232,8	372,4	359,8
1994	234,7	386,2	368,0

1995	238,2	387,7	380,5
1996	243,5	409,8	397,4
1997	249,3	422,7	415,3
1998	254,5	444,9	431,5
1999	260,4	458,7	450,0
2000	266,4	478,4	469,2
2001	272,4	520,8	485,4
2002	278,5	548,3	496,7
2003	281,2	590,6	497,5

Fuente: Banco Central de la República Dominicana y la ONE.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Modelo	Coefficientes	Error estándar	t	Probabilidad
Constante	72.949	55.695	1,310	0.204
Agropecuario	-0.222	0.253	-0.875	0.391
Minería	-0.081	0.179	-0.453	0.655
Construcción	0.012	0.145	0.083	0.935
Comercio	-0.227	0.194	-1.171	0.255
Hoteles, bares y restaurants	-0.081	0.166	-0.490	0.629
Transporte	2.047	0.383	5.341	0.000
Comunicaciones	0.021	0.081	0.262	0.796
Electricidad y agua	0.220	0.556	0.396	0.696
Finanzas	0.110	0.190	0.577	0.570
Propiedad de viviendas	0.269	0.772	0.349	0.731
Gobierno	0.184	0.250	0.737	0.469
Otros servicios	0.586	0.489	1.199	0.244

Modelo	Magnitudes
Coefficiente de determinación (r^2)	0.998
Coefficiente de correlación de Pearson (r)	0.999
Grados de libertad	21
Test de la F de Fisher	794.476
Durbin Watson	1.792

Bondad del ajuste. La constante, 72.949, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre el PIB real de la industria manufacturera, de todas las variables no incluidas en el modelo de regresión múltiple aplicado; los otros coeficientes, denominados coeficientes de regresión parcial o coeficientes parciales de pendiente. Así, por ejemplo, -0.222, mide el cambio en el valor de la media del PIB real de la industria manufacturera (IM), por unidad de cambio en el PIB real agropecuario, permaneciendo

constante el resto de las variables independientes. El valor de $r^2 = 0.998$ significa que el 99.8% de la variación en el PIB real de la industria manufacturera, está explicado por las variables independientes explicitadas en el modelo. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.999 muestra que las dos variables, la cuota de ganancia y el tiempo, poseen una correlación positiva casi perfecta.

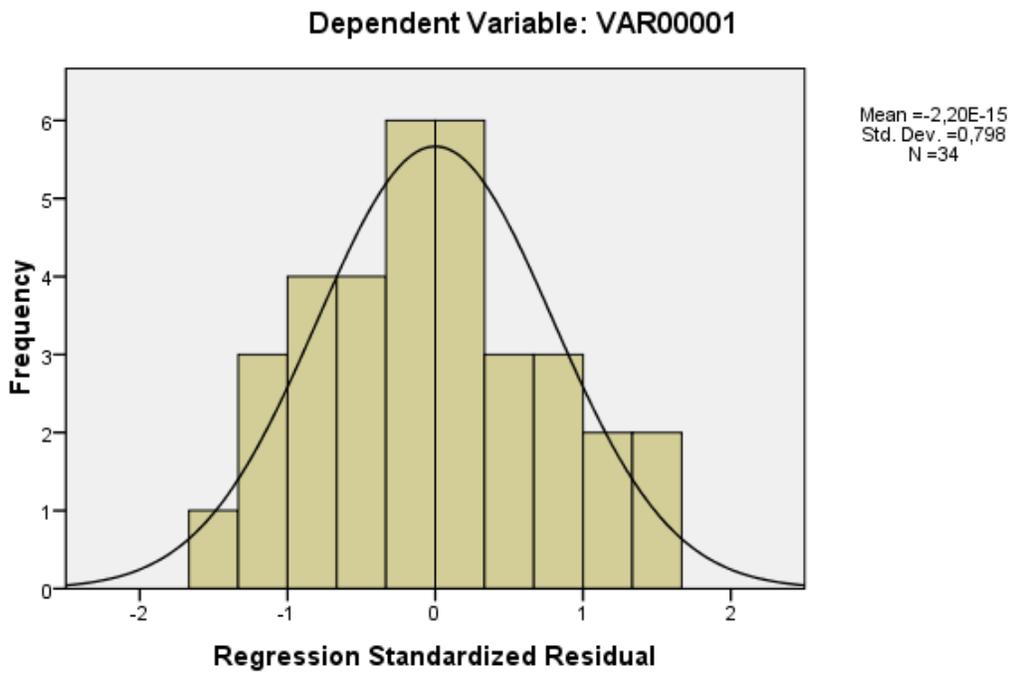
Pasemos a discutir la significancia de los coeficientes de regresión parcial. Para 21 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a -0.875 es 0.391, de modo que bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor de este coeficiente de regresión parcial, correspondiente a la variable agropecuaria, es 0.391, si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es de 3,910 por cada 10000 casos, de ahí que podamos aseverar que el verdadero coeficiente poblacional, de regresión parcial, arriba citado, es diferente a cero; se rechaza la hipótesis nula. Esta suerte de aprobación corren los coeficientes referidos a la constante, comercio, transporte, gobierno y otros servicios; mientras que se acepta la hipótesis nula en los casos de los coeficientes relacionados con la minería, construcción, hoteles, bares y restaurantes, comunicaciones, electricidad y agua, finanzas y propiedad de viviendas. Estas inferencias se hacen en virtud de los valores de probabilidad explicitados en el cuadro de arriba.

La razón de varianza, F, para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 21 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,21} = 4.325$, obviamente inferior a la obtenida, 794.476, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de las variables independientes sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (1.792) se encuentra en la vecindad de 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

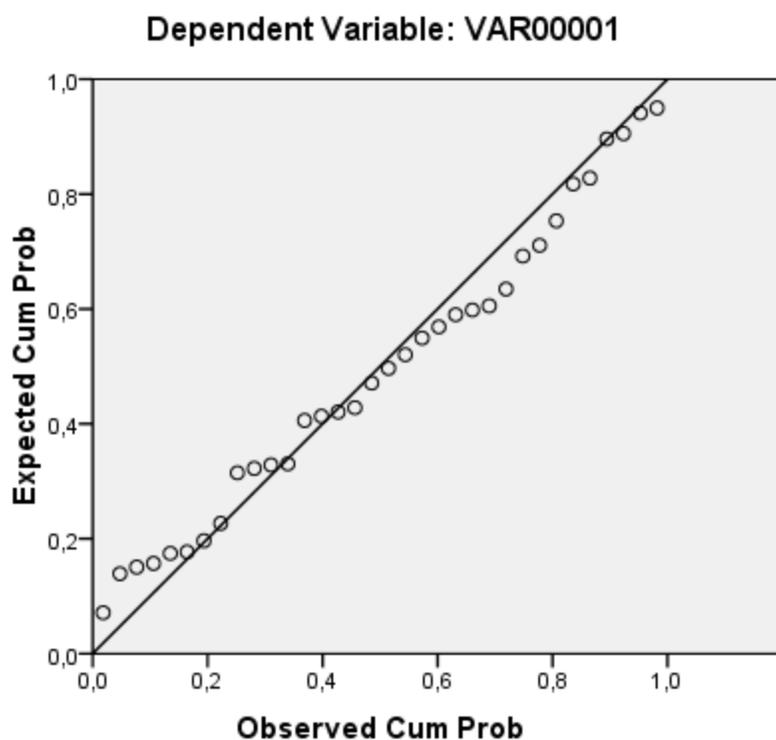
Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre el PIB real de la industria manufacturera y las variables que dan cuenta del PIB real total. Igualmente, el término de perturbación estocástica, u, sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. También se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u, y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciese a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u, están aproximadamente distribuidos normalmente.

Sin embargo, el signo que asumió, cada coeficiente de regresión parcial, particularmente negativo, merece una discusión adicional, que para mayor comodidad reproducimos abajo, parte del cuadro donde aparecen tales coeficientes. ¿Cuáles cayeron en el campo de la negatividad? Los correspondientes a la agropecuaria, minería, comercio y hoteles, bares y restaurantes. Por consiguiente, cada variación en 1%, en estas variables, provocaría un cambio negativo en el PIB de la industria manufacturera.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores del PIB real de la industria manufacturera, tanto efectivos como estimados y los valores de u , así como su correspondiente gráfica.

Cuadro 252

PIB real de la industria manufacturera efectiva, PIB real de la industria manufacturera estimada y valores residuales (1970-2003)

Año	PIB real de la industria manufacturera efectivo	PIB real de la industria manufacturera estimado	Valores de u
1970	275,40	288,86	-13,45633
1971	311,00	314,18	-3,17976
1972	336,50	331,50	4,99831
1973	381,30	367,57	13,73079
1974	399,40	405,78	-6,37916
1975	428,50	428,62	-,12355
1976	457,40	434,69	22,70745
1977	483,40	482,66	,73669
1978	482,60	503,91	-21,30707

1979	504,80	511,81	-7,00909
1980	545,40	535,45	9,94876
1981	561,40	553,33	8,06627
1982	579,60	577,09	2,51352
1983	585,90	586,96	-1,06132
1984	578,20	580,83	-2,63228
1985	548,10	563,84	-15,74076
1986	598,20	579,14	19,05567
1987	674,40	677,86	-3,45975
1988	670,00	685,02	-15,01581
1989	701,10	713,51	-12,41111
1990	671,10	681,99	-10,88591
1991	688,70	685,09	3,61176
1992	783,40	759,54	23,86082
1993	793,10	785,82	7,28365
1994	820,70	807,54	13,15845
1995	831,70	834,61	-2,91015
1996	857,50	871,10	-13,60213
1997	921,80	918,49	3,30521
1998	974,30	988,92	-14,62131
1999	1033,00	1031,19	1,80528
2000	1110,80	1092,52	18,28140
2001	1096,50	1103,20	-6,69919
2002	1140,60	1147,05	-6,44996
2003	1109,60	1105,72	3,88061

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 30



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal múltiple, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, las distintas variables que dan cuenta del PIB real total (variable independiente), durante el período 1970-2003, ejercieron una influencia decisiva en la explicación de los valores asumidos por el PIB real de la industria manufacturera dominicana (variable dependiente), en un 98%. Segunda, la asociación, entre la citada variable dependiente e independientes, fue positiva; de modo que cuando las independientes avanzaban, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, los coeficientes estimados, tanto el relativo a la constante como a la pendiente de la recta de regresión, son significativos; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

9.12.4 Modelo econométrico de regresión lineal múltiple: PIB de la industria manufacturera función de las importaciones de bienes y del consumo agregado

Es interesante saber cómo el PIB de la industria se vio influido por las importaciones de bienes y el consumo agregado, ya que las primeras compiten con los bienes manufactureros dominicanos y el segundo, se supone, debe alentar la industria manufacturera. Veamos.

Tendremos un modelo econométrico, de carácter múltiple, es decir, que contenga más de una variable independiente. El PIB real de la industria manufacturera, será la variable dependiente; mientras que el consumo agregado y las importaciones de bienes (no incluyen las zonas francas), serán las variables independientes.

Las informaciones que se utilizarán para llevar a cabo los cálculos estadísticos, con el auxilio del paquete estadístico, conocido por las siglas de SPSS, se encuentran contenidas en el siguiente cuadro:

Cuadro 253
PIB real de la industria manufacturera, consumo agregado de bienes e importaciones de bienes (1970= 100)
(En millones de RD\$)

Año	PIB real de la industria	Consumo agregado	Importaciones de bienes
1970	275,4	1349,3	316,0
1971	311,0	1392,1	291,1
1972	336,5	1446,2	310,5
1973	381,3	1586,1	346,4
1974	399,4	1745,5	390,1
1975	428,5	1800,5	418,2
1976	457,4	1843,2	405,0
1977	483,4	1957,5	428,9
1978	482,6	1978,7	402,1
1979	504,8	1974,2	454,9
1980	545,4	2375,6	526,6
1981	561,4	2447,7	448,2

Linares

1982	579,6	2543,7	377,9
1983	585,9	2613,7	388,6
1984	578,2	2666,1	361,4
1985	548,1	2641,1	393,3
1986	598,2	2763,9	487,1
1987	674,4	2962,4	564,3
1988	670,0	3163,4	568,9
1989	701,1	3348,4	662,7
1990	671,1	3092,3	552,9
1991	688,7	3175,2	556,6
1992	783,4	3389,0	717,4
1993	793,1	3361,3	799,6
1994	820,7	3218,7	1850,6
1995	831,7	3393,0	1908,9
1996	857,5	3466,6	1974,3
1997	921,8	3775,6	2119,0
1998	974,3	4053,0	2418,4
1999	1033,0	4403,2	2871,8
2000	1110,8	4567,9	3024,6
2001	1096,5	4952,1	3225,8
2002	1140,6	5171,1	3024,6
2003	1109,6	5557,8	3054,3

Fuente: Banco Central de la República Dominicana.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Modelo	Coefficientes	Error estándar	t	Probabilidad
Constante	99.066	28.411	3.487	0.001
Consumo agregado (CA)	0.176	0.014	12.661	0.000
Importaciones (M)	0.053	0.015	3.485	0.001
Coefficiente de determinación (r ²)	0.974	-	-	-
Coefficiente de correlación de Pearson (r)	0.987	-	-	-
Grados de libertad	31	-	-	-
Test de la F de Fisher	571	-	-	-
Durbin Watson	0.632	-	-	-

Bondad del ajuste. La constante, 99.066, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre el PIB real de la industria manufacturera, de todas las variables no incluidas en el modelo de regresión múltiple aplicado; 0.176, representa el coeficiente de regresión parcial de CA, de modo que mida el cambio en el valor de la media de IM, por unidad de cambio en CA, permaneciendo constante M; de modo que por cada 100 pesos de aumento en CA, permaneciendo constante M, se debe producir un aumento de 17.6 pesos en IM. Mientras que 0.053, mide el cambio en el valor de la media de IM, por unidad de cambio en M, permaneciendo constante CA; de modo que por cada 100 pesos de aumento en M, permaneciendo constante CA, se debe producir un aumento de 5.3 pesos en IM. El valor de $r^2 = 0.974$ significa que el 97.4% de la variación en el PIB real de la industria manufacturera, está explicado por las variables independientes explicitadas en el modelo. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.987 muestra que las variables implicadas en el modelo, poseen una correlación positiva muy elevada.

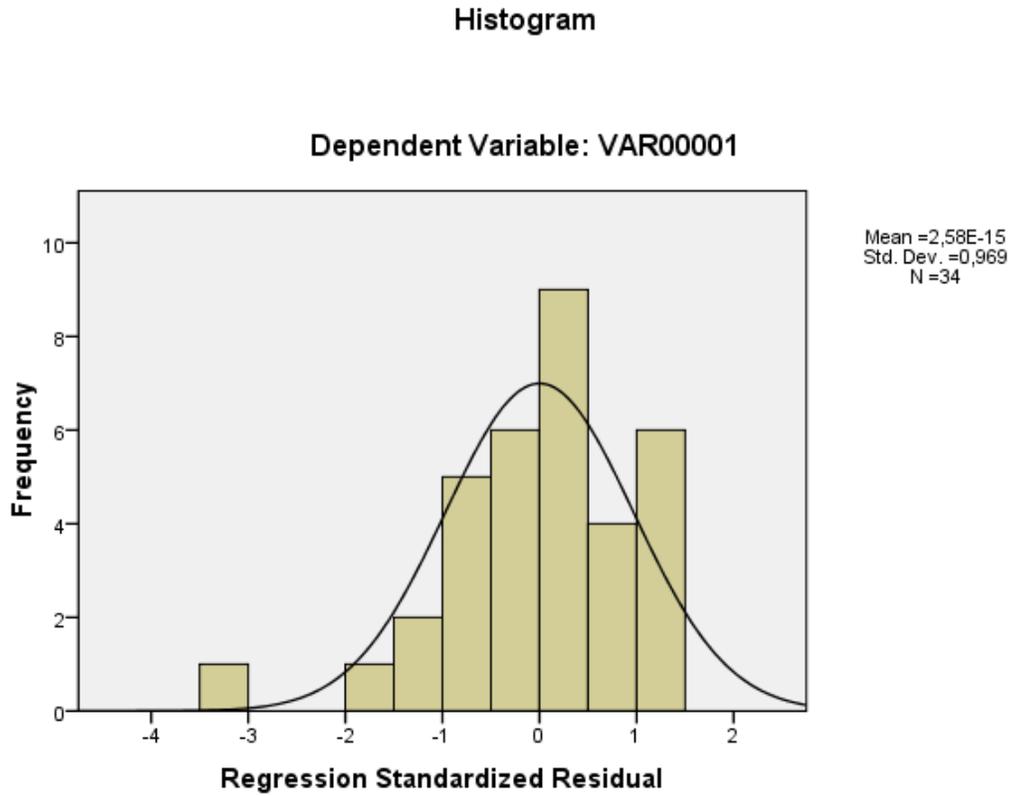
Pasemos a discutir la significancia estadística de los coeficientes de regresión parcial estimados, utilizando la prueba t, de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 31 grados de libertad. El coeficiente de regresión parcial correspondiente a CA, equivale a 0.176; de lo que se trata es estudiar la propuesta de la hipótesis nula, en el sentido de que el verdadero valor de tal coeficiente es cero (0). Sabiendo que $t = 12.661$, debemos encontrar el t crítico, en la tabla de la prueba t, al nivel de significancia escogido (es decir la probabilidad de cometer un error de tipo I), 5%, que arroja un valor de 2.0399, por consiguiente siendo el t calculado mayor que el t crítico, es decir $12.661 > 2.0399$, se rechaza la hipótesis nula de que CA no tiene efecto alguno sobre IM.

El coeficiente de regresión parcial correspondiente a M, equivale a 0.053; de lo que se trata es estudiar la propuesta de la hipótesis nula, en el sentido de que el verdadero valor de tal coeficiente es cero (0). Sabiendo que $t = 3.485$, debemos encontrar el t crítico, en la tabla de la prueba t, al nivel de significancia escogido (es decir la probabilidad de cometer un error de tipo I), 5%, que arroja un valor de 2.0399, por consiguiente siendo el t calculado mayor que el t crítico, es decir $3.485 > 2.0399$, se rechaza la hipótesis nula de que M no tiene efecto alguno sobre IM.

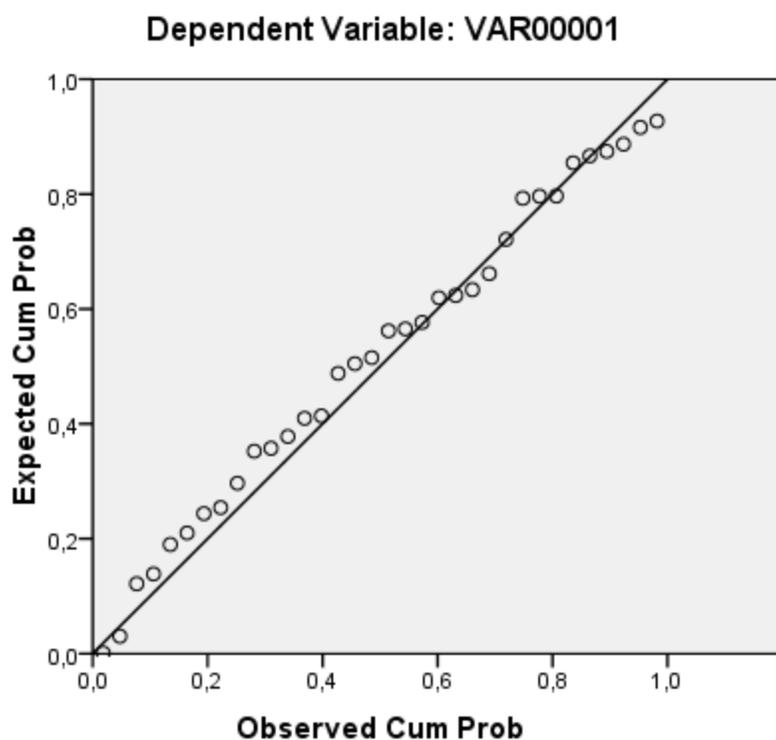
La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 31 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,31} = 4.161$ obviamente inferior a la obtenida, 571, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de las variables independientes sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (0.632) no se encuentra en la vecindad de 2, lo que indica que hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre el PIB real de la industria manufacturera, por un lado, y las variables independientes, consumo agregado e importaciones, por el otro. Igualmente, el término de perturbación estocástica, u, sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. También se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u, y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciese a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta.

En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u, están aproximadamente distribuidos normalmente.



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores del PIB real de la industria manufacturera, tanto efectivos como estimados y los valores de u , así como su correspondiente gráfica.

Cuadro 254

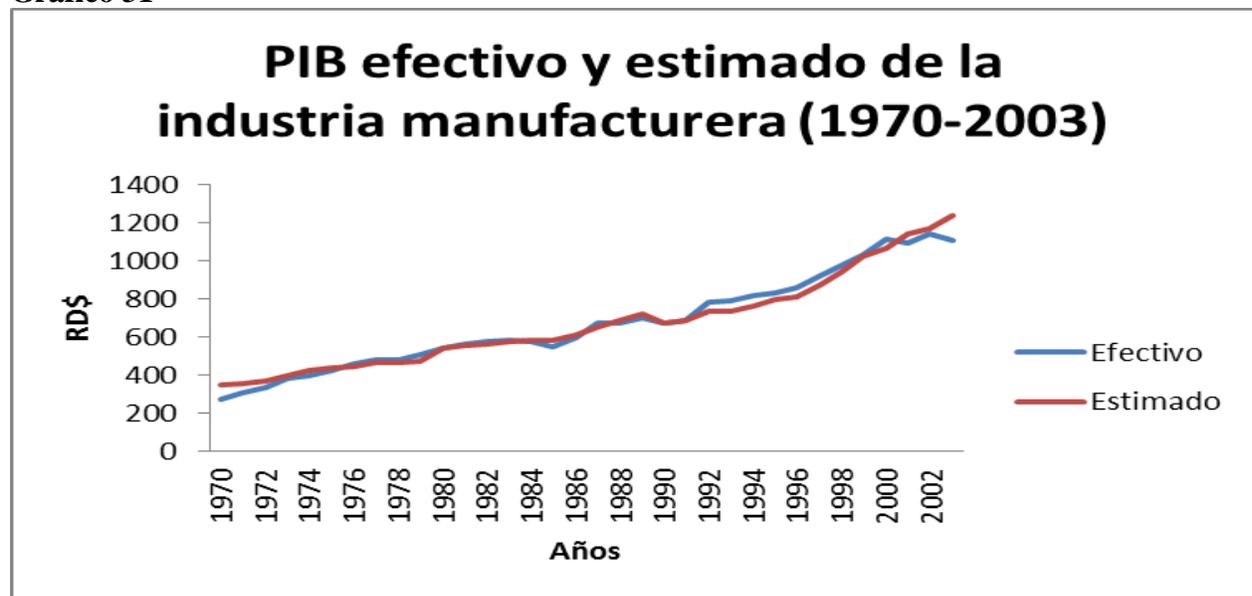
PIB real de la industria manufacturera efectiva, PIB real de la industria manufacturera estimada y valores residuales (1970-2003)

Año	PIB real de la industria manufacturera efectivo	PIB real de la industria manufacturera estimado	Valores de u
1970	275,40	353,19	-77,78535
1971	311,00	359,39	-48,38978
1972	336,50	369,94	-33,43638
1973	381,30	396,45	-15,15104
1974	399,40	426,81	-27,41007
1975	428,50	437,98	-9,47741
1976	457,40	444,79	12,61387
1977	483,40	466,16	17,23973
1978	482,60	468,46	14,13544

1979	504,80	470,48	34,32046
1980	545,40	544,89	,50870
1981	561,40	553,41	7,99448
1982	579,60	566,55	13,04604
1983	585,90	579,43	6,46528
1984	578,20	587,21	-9,00541
1985	548,10	584,50	-36,40382
1986	598,20	611,09	-12,88837
1987	674,40	650,11	24,29483
1988	670,00	685,70	-15,70279
1989	701,10	723,23	-22,12746
1990	671,10	672,35	-1,24684
1991	688,70	687,12	1,57553
1992	783,40	733,28	50,12411
1993	793,10	732,77	60,32700
1994	820,70	763,56	57,14485
1995	831,70	797,31	34,38909
1996	857,50	813,73	43,76768
1997	921,80	875,77	46,02765
1998	974,30	940,48	33,82290
1999	1033,00	1026,17	6,82811
2000	1110,80	1063,26	47,53792
2001	1096,50	1141,53	-45,03188
2002	1140,60	1169,36	-28,75662
2003	1109,60	1238,95	-129,35044

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 31



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, el consumo agregado y las importaciones de bienes (variables independientes), durante el período 1970-2003, ejercieron una influencia decisiva en la explicación de los valores asumidos por el PIB real de la industria manufacturera dominicana (variable dependiente), en un 98%. Segunda, la asociación, entre la citada variable dependiente e independientes, fue positiva; de modo que cuando las independientes avanzaban, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, los coeficientes estimados, tanto el relativo a la constante como a la pendiente de la recta de regresión, son significativos; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

III...306-331

En esta tercera parte, reproducimos la sección B (INDUSTRIA NO AZUCARERA), del capítulo IX (INDUSTRIA MANUFACTURERA: EXPANSIÓN Y ESTANCAMIENTO), correspondiente al Tomo II, de nuestra investigación *El capitalismo dominicano*, subperíodo 1961-2010, desde la página 306 hasta la 331, versión física.

B. INDUSTRIA NO AZUCARERA

9.14 Datos estadísticos de la industria no azucarera posttrujillista

Esta parte de la industria dominicana, durante los cinco (5) primeros decenios del siglo XX, estuvo en incesante crecimiento, pero no es sino posterior a la liquidación de la tiranía trujillista que, la citada industria, adquiere un auge verdaderamente inusitado, como se puede observar en los siguientes cuadros:

Cuadro 255
Movimiento en la industria manufacturera (1961-1978)
(En RD\$)

Año	Establecimientos industriales	Capital invertido	Materias primas nacionales	Materias primas extranjeras
1961	2067	264591000	80642000	17753000
1962	2016	266121000	99377000	26882000
1963	2192	257815000	130282000	29383000
1964	1140	289275000	135465000	40840000
1965	1147	295065000	118519000	35974000
1966	1146	304040000	138862000	37886000
1967	1150	317583000	132268000	44762000
1968	1113	340063000	136381000	57267000
1969	1129	355445000	158606000	55848000
1970	1039	344105000	181397000	64403000
1971	1039	356983000	204275000	76101000
1972	1103	373991000	223583000	92595000
1973	1142	406479000	276435000	156274000
1974	1169	454227000	380605000	295225000
1975	1205	527627000	480061000	356747000
1976	1239	583384000	516813000	363558000
1977	1249	610001000	589752000	396925000
1978	1367	667869000	590804000	438869000

Conclusión

Año	Combustibles y electricidad	Envases	Jornales y sueldos	Obreros y empleados	Valores ventas
1961	6353000	8759000	33859000	75946	230038000
1962	7050000	13965000	66335000	84707	303060000
1963	7362000	13694000	80581000	113088	239746000
1964	7876000	15423000	98306000	100587	379777000
1965	6519000	12025000	73278000	80016	312055000
1966	6555000	14271000	79373000	92524	373126000
1967	7137000	14801000	71463000	103380	388943000
1968	7611000	18825000	73584000	95381	414230000
1969	9051000	22175000	84868000	95065	461372000
1970	9873000	23379000	95680000	110648	538207000
1971	11357000	27811000	100063000	114004	628037000
1972	13307000	33598000	116483000	124213	731312000
1973	22675000	39660000	123131000	137741	908693000
1974	44136000	55710000	142683000	139433	1295604000
1975	56729000	63693000	176496000	122311	1664206000
1976	55614000	70529000	182621000	111352	1556519000
1977	66700000	81032000	188727000	118327	1757320000
1978	99691000	93648000	212530000	121346	1790743000

Fuente: Estadística Industrial de la República Dominicana, 1955-1978.

Del año 1961 al 1978, este sector nuevamente experimentó una expansión apreciable. La inversión de capital aumentó en 152.42%, las materias primas en 5,700%, combustibles y electricidad en 1,469.20%, envases en 969.16%, jornales y sueldos en 527.69%, el número de obreros y empleados en 59.78% y las ventas en 678.45%; sin embargo, el número de establecimientos industriales descendió en 33.86%.

Es evidente que el crecimiento de algunos renglones del movimiento industrial no azucarero, en comparación al experimentado en la época trujillista, presenta una pérdida de vigor, a pesar de que se vota y se va aplicando, la ley No. 299 de incentivo a la industria. Aquí se manifestó un hecho básico. Este tipo de industria estuvo destinado a producir bienes con el fin de abastecer el mercado interior, el cual prontamente puso de manifiesto ciertos límites a su expansión a resultas del crecimiento concentrado prevaleciente en la República Dominicana.

9.14.1 Cálculo de la masa de ganancia en la industria no azucarera postrujillista

En el cuadro que se presenta abajo, tenemos el costo total de producción, el cual surge de sumar los valores monetarios de las materias primas, combustibles y energía eléctrica y sueldos y salarios; el valor de las ventas y la masa de ganancia. Ésta última surge de la diferencia de las dos primeras columnas. Como se ve, la masa de ganancia pasó de RD\$82,672,000, en el año 1961, a RD\$355,201,000, en el año 1978, incrementándose en 330%.

Cuadro 256
Masa de ganancia en el sector industrial no azucarero (1936-1960)

Año	Costo total de producción¹	Valor de las ventas	Masa de ganancia
1961	173825100	230038000	56212900
1962	240221100	303060000	62838900
1963	287083500	239746000	-47337500
1964	326837500	379777000	52939500
1965	275821500	312055000	36233500
1966	307351000	373126000	65775000
1967	302189300	388943000	86753700
1968	327674300	414230000	86555700
1969	366092500	461372000	95279500
1970	409142500	538207000	129064500
1971	455305300	628037000	172731700
1972	516965100	731312000	214346900
1973	658822900	908693000	249870100
1974	963781700	1295604000	331822300
1975	1186488700	1664206000	477717300
1976	1247473400	1556519000	309045600
1977	1384136100	1757320000	373183900
1978	1502328900	1790743000	288414100

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

¹Incluye la depreciación de activos fijos.

La trayectoria creciente de la masa de ganancia estuvo influida, primero, por un volumen, cada año, del valor de las ventas, por encima de los costos de producción; y segundo, por el hecho de que la erogación realizada en jornales y sueldos, un componente importante de dichos costos, su ritmo expansivo fue menos dinámico que el correspondiente al valor de las ventas.

9.14.2 Cálculo de la masa de plusvalía extraída al proletariado de la industria no azucarera (1961-1978)

Ahora pasamos a cuantificar el valor anual de la extracción de plusvalía al proletariado industrial no azucarero, en el período 1961-1978, bajo la misma metodología usada en el epígrafe “Extracción de plusvalía al proletariado industrial”.

Cuadro 257
Movimiento industrial no azucarero (1961-1978)
(En miles de RD\$)

Año	Inversión de capital (IC)	Tasa de depreciación (10%)	Depreciación del capital fijo (D)	Insumos productivos (IP)
1961	264591000	10%	26459100	113507000
1962	266121000	10%	26612100	147274000
1963	257815000	10%	25781500	180721000

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1964	289275000	10%	28927500	199604000
1965	295065000	10%	29506500	173037000
1966	304040000	10%	30404000	197574000
1967	317583000	10%	31758300	198968000
1968	340063000	10%	34006300	220084000
1969	355445000	10%	35544500	245680000
1970	344105000	10%	34410500	279052000
1971	356983000	10%	35698300	319544000
1972	373991000	10%	37399100	363083000
1973	406479000	10%	40647900	495044000
1974	454227000	10%	45422700	775676000
1975	527627000	10%	52762700	957230000
1976	583384000	10%	58338400	1006514000
1977	610001000	10%	61000100	1134409000
1978	667869000	10%	66786900	1223012000

Continuación...

Año	Capital constante (c)	Capital variable (v)	Composición orgánica del capital (k)	Ventas (V)
1961	139966100	33859000	4,13	230038000
1962	173886100	66335000	2,62	303060000
1963	206502500	80581000	2,56	239746000
1964	228531500	98306000	2,32	379777000
1965	202543500	73278000	2,76	312055000
1966	227978000	79373000	2,87	373126000
1967	230726300	71463000	3,23	388943000
1968	254090300	73584000	3,45	414230000
1969	281224500	84868000	3,31	461372000
1970	313462500	95680000	3,28	538207000
1971	355242300	100063000	3,55	628037000
1972	400482100	116483000	3,44	731312000
1973	535691900	123131000	4,35	908693000
1974	821098700	142683000	5,75	1295604000
1975	1009992700	176496000	5,72	1664206000
1976	1064852400	182621000	5,83	1556519000
1977	1195409100	188727000	6,33	1757320000
1978	1289798900	212530000	6,07	1790743000

(Conclusión)

Año	Plusvalía (p)	Cuota de plusvalía (p')	Cuota de ganancia (g')
1961	56212900	166,02	32,34
1962	62838900	94,73	26,16

Linares

1963	-47337500	-58,75	-16,49
1964	52939500	53,85	16,20
1965	36233500	49,45	13,14
1966	65775000	82,87	21,40
1967	86753700	121,40	28,71
1968	86555700	117,63	26,42
1969	95279500	112,27	26,03
1970	129064500	134,89	31,55
1971	172731700	172,62	37,94
1972	214346900	184,02	41,46
1973	249870100	202,93	37,93
1974	331822300	232,56	34,43
1975	477717300	270,67	40,26
1976	309045600	169,23	24,77
1977	373183900	197,74	26,96
1978	288414100	135,71	19,20

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

La primera columna contiene la inversión de capital en el sector industrial no azucarero. La segunda, la tasa de depreciación anual del capital fijo. La tercera la cuantía de dicha depreciación, como producto de la inversión de capital por 0.10. La cuarta, contiene el gasto en materias primas, combustible, lubricante y energía eléctrica. La quinta, contiene valores que surgen de sumar los poseídos por las columnas tres y cuarta. La sexta, sueldos y jornales recibidos por los trabajadores. La séptima, es el cociente que resulta de dividir los valores del capital constante entre el capital variable. La octava, contiene los valores de las ventas. La novena, la plusvalía que resulta de restarle a las ventas, la adición del capital constante y el capital variable. La última columna no es sino el cociente, multiplicado por 100, que resulta de la dividir la plusvalía entre el capital variable. Finalmente la cuota de ganancia (g'), es el cociente que resulta de dividir la plusvalía entre la suma del capital constante y el capital variable y luego multiplicamos por 100,

Estas fueron las fórmulas utilizadas:

$$\text{Depreciación (D)} = \text{CI} * 0.10$$

$$\text{Capital constante (c)} = \text{D} + \text{IP}$$

$$\text{Composición orgánica del capital (k)} = \text{c/v}$$

$$\text{Plusvalía (p)} = \text{vp} - (\text{c} + \text{v})$$

$$\text{Cuota de plusvalía (p')} = \text{p/v}$$

$$\text{Cuota de ganancia (g')} = \text{p}/(\text{c} + \text{v})(100).$$

La masa de plusvalía extraída al proletariado industrial no azucarero, por los capitalistas nacionales y extranjeros, en el período 1961-1978, fue de RD\$3,041,447,600 y la tasa de plusvalía mostró una tendencia creciente. El desarrollo del sector descansó en una incesante explotación obrera.

Gráfico 32



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

9.15 Econometría-matemática de la plusvalía engendrada en el sector industrial no azucarero postrujillista

La plusvalía, engendrada en la industria no azucarera, puede ser sometida a estudios econométrico-matemáticos, tal como lo hicimos cuando estudiamos el sector industrial en su conjunto.

La expresión $p = p' \cdot v$, constituye la primera ley marxista sobre la plusvalía. Comprobemos esta ley con los datos estadísticos del sector industrial no azucarero postrujillista, en el período 1961-1978.

Cuadro 258

Comprobación empírica de la ley marxista, No. 1, sobre la masa de plusvalía, en el sector industrial no azucarero (1961-1978)

Año	Cuota de plusvalía (p')	Capital variable (v)	Plusvalía $p = (p' \cdot v) / 100$
1961	166,02	33859000	56212711,8
1962	94,73	66335000	62839145,5
1963	-58,75	80581000	-47341337,5
1964	53,85	98306000	52937781
1965	49,45	73278000	36235971
1966	82,87	79373000	65776405,1
1967	121,40	71463000	86756082
1968	117,63	73584000	86556859,2
1969	112,27	84868000	95281303,6
1970	134,89	95680000	129062752
1971	172,62	100063000	172728750,6
1972	184,02	116483000	214352016,6
1973	202,93	123131000	249869738,3
1974	232,56	142683000	331823584,8
1975	270,67	176496000	477721723,2

1976	169,23	182621000	309049518,3
1977	197,74	188727000	373188769,8
1978	135,71	212530000	288424463

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Advierta, amigo lector, que la masa de plusvalía, engendrada en el sector industrial no azucarero, calculada en base a ley No,1 de Marx, sobre la plusvalía, arrojó resultados muy similares a la calculada con la vieja fórmula $p = vp - c - v$, es decir, la plusvalía es igual al valor del producto menos la sumatoria del capital constante y el capital variable. Observe el siguiente gráfico, en el que ambas curvas se confunden:

Gráfico 33



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Queda pues comprobada la primera ley marxista señalada.

Vayamos a la econometría de la plusvalía generada en el sector industrial no azucarero postrujillista.

9.15.1 Modelo econométrico de regresión lineal: plusvalía función del tiempo

Primer modelo. Suponemos que $p = f(t)$. De modo que el modelo a estimar sería este: $p = \alpha + \beta t + \mu$, donde:

p = plusvalía

α = intercepto

β = coeficiente de la tangente de la recta

t = variable tiempo

μ = perturbación estocástica

Las informaciones que utilizaremos para correr el modelo son estas:

Cuadro 259
Plusvalía generada en el sector industrial no azucarero postrujillista (1961-1978)

Año	Variable dependiente: plusvalía (p)	Variable independiente: tiempo (t)
1961	56212900	1
1962	62838900	2
1963	-47337500	3
1964	52939500	4
1965	36233500	5
1966	65775000	6
1967	86753700	7
1968	86555700	8
1969	95279500	9
1970	129064500	10
1971	172731700	11
1972	214346900	12
1973	249870100	13
1974	331822300	14
1975	477717300	15
1976	309045600	16
1977	373183900	17
1978	288414100	18

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Ecuación lineal	$p = -5,444E7 + 2,352E7t$
Error estándar	ee= (3,280E7) (3030405,998)
Valores t	t= (-1,660) (7,760)
Valores p	p= (0.116) (0.000)
Coefficiente de determinación	$r^2 = 0.79$
Coefficiente de correlación de Pearson	r= 0.889
Grados de libertad	g de l= 16
Test de la F de Fisher	$F_{1,16} = 60.22$
Durbin Watson	DW= 1.351

Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 2.352, mide la pendiente de la recta, indica que a medida que t se incrementa en un 1%, el incremento estimado en la plusvalía es de 2.352%.

El coeficiente $-5,444E7$, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre la plusvalía de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado.

El valor de $r^2 = 0.79$ significa que cerca del 79% de la variación en la plusvalía está explicado por el factor tiempo.

El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.889 muestra que las dos variables, plusvalía y tiempo, poseen una correlación positiva elevada.

En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados.

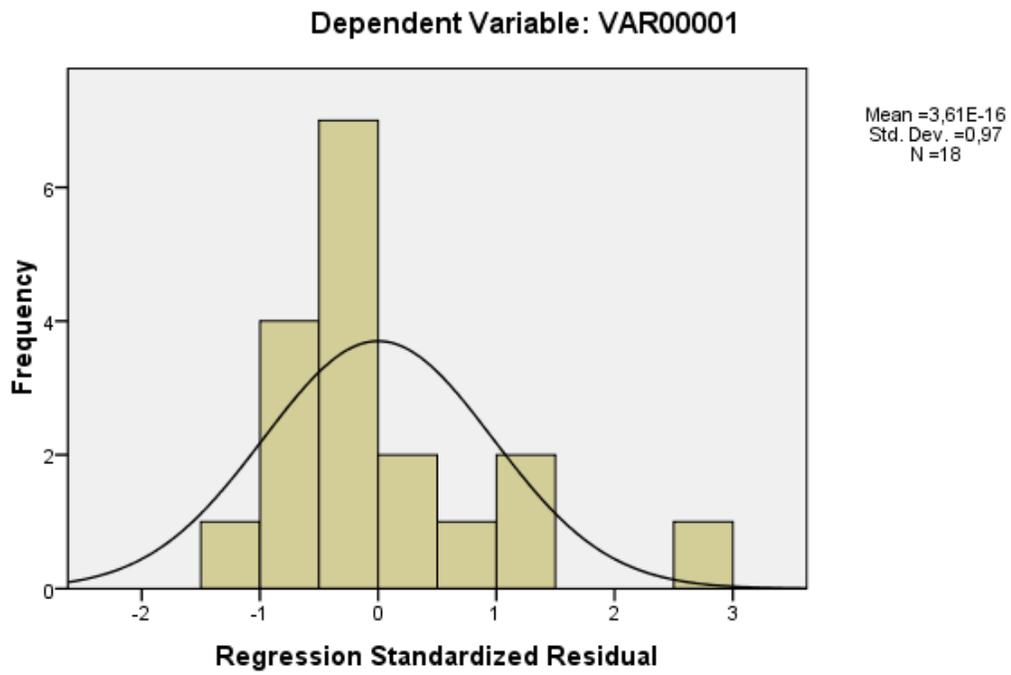
Por consiguiente, para 16 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a -1,660 es 0.116 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 7,760 es 0.000. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a -1,660 es 0.116; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es de 1,160 por cada 10,000 casos, que es alta; de aquí que podamos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es igual a cero (0); es aceptada la hipótesis nula.

En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 7.760, es 0.000. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es prácticamente cero (0), de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

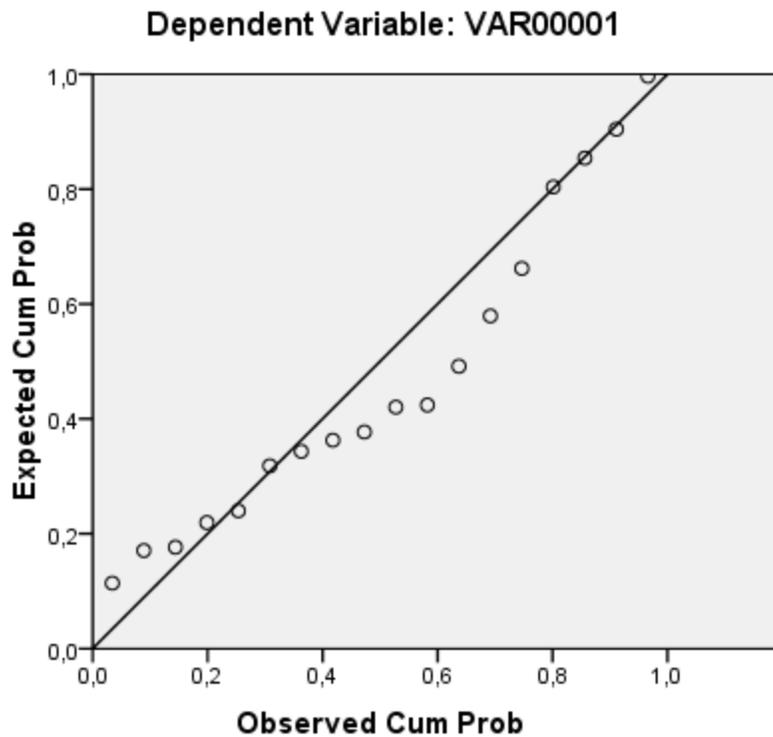
La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 16 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,16} = 4.49$, obviamente inferior a la obtenida, 60.22, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson, 1.351, no se encuentra cerca de 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre la plusvalía y el factor tiempo, pues el término de perturbación estocástica, u, sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. Igualmente se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta grafica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u, y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciese a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u, están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Cuadro 260
Plusvalía efectiva, plusvalía estimada y valores residuales (1961-1978)

Año	Plusvalía (p)	Plusvalía estimada (pe)	Valores de μ
1961	56212900,00	-3,0920E7	8,71328E7
1962	62838900,00	-7,4036E6	7,02425E7
1963	-47337500,00	1,6113E7	-6,34503E7
1964	52939500,00	3,9629E7	1,33103E7
1965	36233500,00	6,3146E7	-2,69121E7
1966	65775000,00	8,6662E7	-2,08870E7
1967	86753700,00	1,1018E8	-2,34247E7
1968	86555700,00	1,3369E8	-4,71390E7
1969	95279500,00	1,5721E8	-6,19316E7
1970	1,29E8	1,8073E8	-5,16630E7
1971	1,73E8	2,0424E8	-3,15122E7
1972	2,14E8	2,2776E8	-1,34134E7
1973	2,50E8	2,5128E8	-1,40655E6
1974	3,32E8	2,7479E8	5,70293E7
1975	4,78E8	2,9831E8	1,79408E8

1976	3,09E8	3,2183E8	-1,27802E7
1977	3,73E8	3,4534E8	2,78417E7
1978	2,88E8	3,6886E8	-8,04445E7

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 34



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, la variable independiente, tiempo, ejerció cierta influencia en la explicación de los valores asumidos por la plusvalía, en la industria no azucarera postrujillista, (variable dependiente), en un 79%. Segunda, la asociación, entre la citada variable independiente y la dependiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, el coeficiente de la pendiente de la recta, es significativo, desde el punto de vista estadístico; las pruebas estadísticas realizadas así los confirman. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

9.16 Cálculo de la acumulación capitalista en el sector industrial no azucarero postrujillista

Ahora verificaremos, desde la teoría de Marx, la acumulación de capital en el sector industrial dominicano no azucarero, así como la suerte corrida por los trabajadores industriales dominicanos, en el período 1936-1960.

Marx analiza el proceso de acumulación de capital, en el Tomo I, específicamente en el capítulo XXIII, de *El Capital*, que versa sobre “La ley general de la acumulación capitalista”. El primer punto que aborda Marx, sobre el particular, se refiere al aumento de la demanda de fuerza de trabajo, con la acumulación, si permanece invariable la composición orgánica del capital. Detallemos esta situación. En el cuadro que se presenta abajo, tenemos el sueldo efectivo, la composición orgánica del capital, tomando, como año base, el 1961, el capital constante y la

estimación del sueldo conforme a la indicación de Marx $v = c/k$ constante. El resultado fue plasmado en la gráfica que a continuación del cuadro se expone.

Cuadro 261
Demanda de fuerza de trabajo con una composición orgánica del capital constante (1961-1978)

Año	Jornales y sueldos (v)	Composición orgánica del capital (k) (1961, año base)	Capital constante c	$v = c/4,13$
1961	33859000	4,13	146835827,8	33890096,85
1962	66335000	4,13	182256922,5	42103171,91
1963	80581000	4,13	214988616,4	50000605,33
1964	98306000	4,13	241164506,1	55334503,63
1965	73278000	4,13	213512717,7	49042009,69
1966	79373000	4,13	239389900	55200484,26
1967	71463000	4,13	243250300	55865932,2
1968	73584000	4,13	266257900	61523075,06
1969	84868000	4,13	296330500	68093099,27
1970	95680000	4,13	329401200	75898910,41
1971	100063000	4,13	373404600	86015084,75
1972	116483000	4,13	438896000	96969031,48
1973	123131000	4,13	599637600	129707481,8
1974	142683000	4,13	927131600	198813244,6
1975	176496000	4,13	1123499200	244550290,6
1976	182621000	4,13	1179677000	257833510,9
1977	188727000	4,13	1319462000	289445302,7
1978	212530000	4,13	1404958700	312299975,8

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 35



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Se advierte que la curva representativa del sueldo calculado de acuerdo con la indicación de Marx, muestra una trayectoria ascendente mucha más definida que el sueldo efectivo. Queda confirmada la tesis marxista sobre el particular.

En segundo lugar, se podría comprobar cómo reacciona la demanda de trabajo, frente a los cambios del capital invertido, puesto que es la expresión más clara de la acumulación. En un modelo como este, la variable independiente sería la acumulación de capital y la demanda de fuerza de trabajo la variable dependiente. Para estudiar este primer escenario, dibujado por Marx, es conveniente que definamos este modelo: $v = f(IC)$. De modo que el capital variable se constituye en una función dependiente de la inversión de capital. La recta de regresión que estimaremos, a través del método de los mínimos cuadrados, es de la forma $v = \alpha + \beta IC + \mu$, donde:

v = capital variable

α = constante

β = pendiente de la recta de regresión

IC = inversión de capital

μ = término estocástico

Los datos estadísticos utilizados, para estimar el modelo de regresión lineal, fueron extraídos del siguiente cuadro:

Cuadro 262
Capital variable y capital invertido en el sector industrial no azucarero (1936-1960)
(Miles de RD\$)

Año	Jornales y sueldos	Inversión de capital
1961	33859000	264591000
1962	66335000	266121000
1963	80581000	257815000
1964	98306000	289275000
1965	73278000	295065000
1966	79373000	304040000
1967	71463000	317583000
1968	73584000	340063000
1969	84868000	355445000
1970	95680000	344105000
1971	100063000	356983000
1972	116483000	373991000
1973	123131000	406479000
1974	142683000	454227000
1975	176496000	527627000
1976	182621000	583384000
1977	188727000	610001000
1978	212530000	667869000

Fuente: Estadística Industrial de la República Dominicana, 1955-1978.

Resultados obtenidos:

Ecuación lineal estimada	$v = -3,665E7 + 0,379IC$
Error estándar estimado	ee= (1,076E7) (0,026)
Valores t estimados	t= (-3,407) (14,406)
Valores p estimados	p= (0,004) (0.000)
Coefficiente de determinación múltiple	$r^2 = (0.928)$
Coefficiente correlación de Pearson	r= 0.964
Grados de libertad	g de l= 16
Test de la F de Fisher	$F_{1,16} = 207.541$
Durbin Watson	DW= 0.984

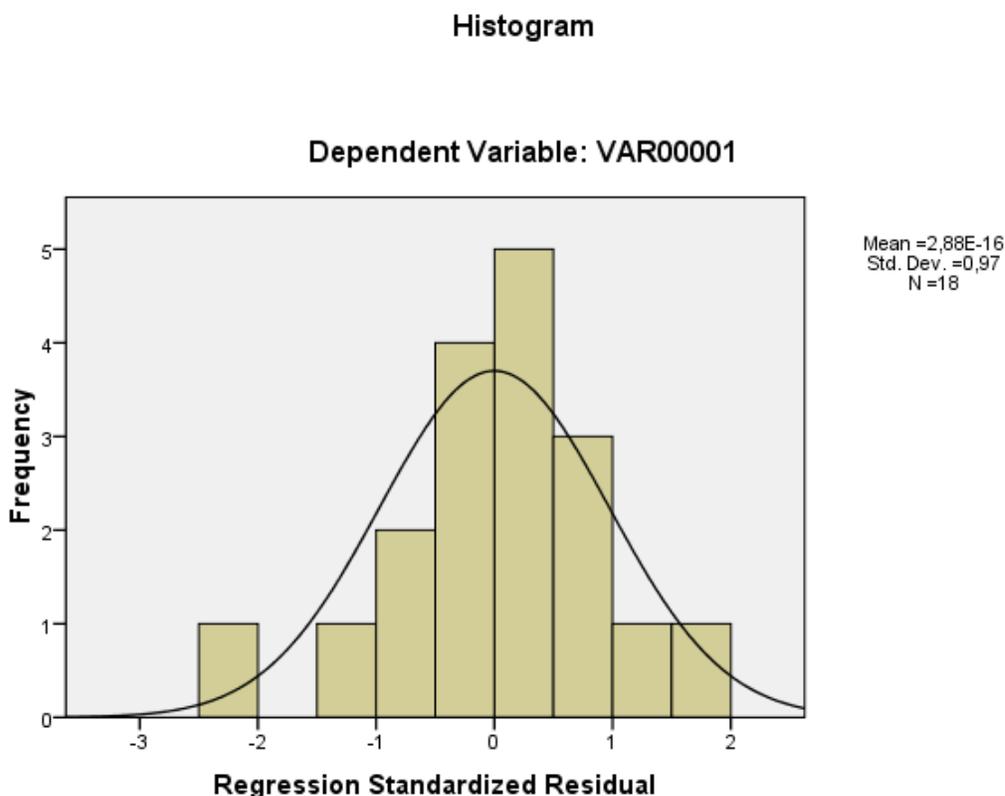
Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 0,379 mide la pendiente de la recta e indica que a medida que CI se incrementa en un 1%, el incremento estimado en el capital variable es de 0.379%. El coeficiente -3,665E7, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre v de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. Por otra parte, la correlación entre ambas variables, sueldos y capital invertido, es sumamente elevado: 0.964, en cambio el coeficiente de determinación del capital variable (sueldos), por el capital invertido, es de 92.8%.

En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados.

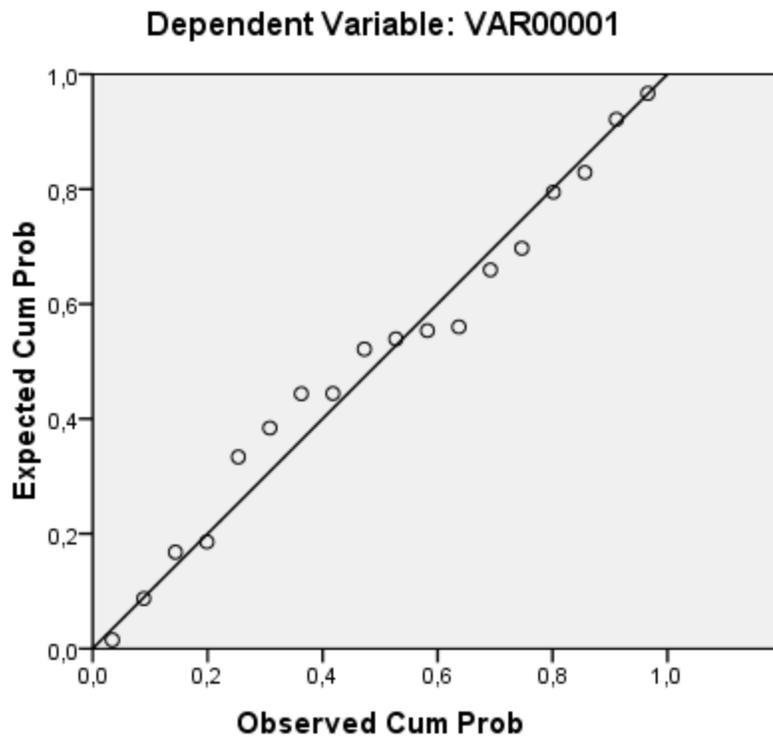
Por consiguiente, para 16 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 3,407 es 0,004 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 14,406 es 0.000. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 3,407 es 0.004; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es de 40 por cada 10,000 casos, que es muy baja; de aquí que podamos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es distinto a cero (0); es rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 14,406, es 0.000. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es prácticamente cero (0), de aquí que podamos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero (0); queda rechazada la hipótesis nula. La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 16 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,16} = 4.49$, obviamente inferior a la obtenida, 207.541, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson, 0.984, se encuentra relativamente despegado de 2, lo que indica la probable presencia de problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre el capital variable (sueldos) y el capital invertido, pues el término de perturbación estocástica, μ , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma

de campana. Igualmente se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta grafica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciese a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u , están aproximadamente distribuidos normalmente.



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



¿Cuáles fueron los resultados a nivel del capital variable estimado? Mírelos aquí:

Cuadro 263
Estimación del capital variable (1936-1960)

Año	Capital variable efectivo	Capital variable estimado	Valores de μ
1961	33859000,00	6,3674E7	-2,98149E7
1962	66335000,00	6,4254E7	2,08099E6
1963	80581000,00	6,1105E7	1,94765E7
1964	98306000,00	7,3034E7	2,52724E7
1965	73278000,00	7,5229E7	-1,95110E6
1966	79373000,00	7,8632E7	7,40723E5
1967	71463000,00	8,3768E7	-1,23046E7
1968	73584000,00	9,2292E7	-1,87076E7
1969	84868000,00	9,8124E7	-1,32562E7
1970	95680000,00	9,3824E7	1,85573E6
1971	1,00E8	9,8707E7	1,35560E6
1972	1,16E8	1,0516E8	1,13264E7
1973	1,23E8	1,1748E8	5,65553E6

1974	1,43E8	1,3558E8	7,10226E6
1975	1,76E8	1,6341E8	1,30832E7
1976	1,83E8	1,8455E8	-1,93397E6
1977	1,89E8	1,9465E8	-5,92070E6
1978	2,13E8	2,1659E8	-4,06030E6

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 36



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Por otra parte, otra presunción de Marx, sugiere el ascenso de los salarios, acicateados por la parte de la masa de plusvalía que se incorpora al capital originario; por un incremento de capital, el cual crece todos los años al crecer el volumen del capital ya puesto en movimiento; y como bajo el estímulo del afán de enriquecerse, al tenor de la apertura de nuevos mercados, nuevas esferas de inversión de capitales a consecuencia del desarrollo de nuevas necesidades sociales, la escala de la acumulación puede ampliarse repentinamente con solo variar la distribución de la plusvalía, las necesidades de acumulación del capital pueden sobrepujar el incremento de la fuerza de trabajo o del número de obreros, la demanda de obreros puede preponderar sobre su oferta, haciendo con ello subir los salarios. En efecto, ¿aumentaron los salarios de los trabajadores dominicanos en el sector industrial no azucarero postrujillista? Ciertamente, en la mayoría de los años, en el período 1961-1978, el salario promedio de los trabajadores alcanzó tasas positivas de crecimiento; y la tasa media de crecimiento fue bastante significativa: 4%. Sin embargo, este comportamiento se refiere al salario promedio efectivo, al que ocurrió en la realidad, por tanto, en tal comportamiento incidieron un montón de variables económicas. Nos interesa realmente ver el comportamiento de dicho salario, si el montón de variables que se entrecruzaron en la realidad (arriba, enunciadas por Marx), se mantienen constantes, para ver como el factor tiempo empujó hacia arriba el sueldo citado. En efecto mediante el método de los mínimos cuadrados, lo estimamos. Estos fueron los resultados estadísticos y gráficos:

Cuadro 264

Estimación del salario promedio en el sector industrial no azucarero (1936-1960)

Año	Sueldo promedio efectivo	Factor tiempo	Sueldo promedio estimado
1961	445,83	1	527,8732
1962	783,11	2	583,9065
1963	712,55	3	639,9399
1964	977,32	4	695,9732
1965	915,79	5	752,0066
1966	857,86	6	808,0399
1967	691,27	7	864,0733
1968	771,47	8	920,1066
1969	892,74	9	976,1400
1970	864,72	10	1032,1733
1971	877,71	11	1088,2067
1972	937,77	12	1144,2401
1973	893,93	13	1200,2734
1974	1023,31	14	1256,3068
1975	1443,01	15	1312,3401
1976	1640,03	16	1368,3735
1977	1594,96	17	1424,4068
1978	1751,44	18	1480,4402

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 37



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

En el gráfico se nota claramente cómo en los primeros años del decenio de los sesenta, el salario promedio efectivo, de los trabajadores, se mantuvo generalmente por encima del salario promedio estimado, a causa del impulso que le inyectó el conjunto de variables expuestas por

Marx, y que hubimos de citar arriba, y además el movimiento obrero emergió con fuerza en esos años, sin embargo, desde el 1966 al 1975, como resultado de un ataque feroz, de parte de la dictadura, en contra del movimiento obrero, el sueldo efectivo promedio se coloca por debajo del estimado. Cuando la dictadura se acerca a su fin, nuevamente el sueldo efectivo se coloca por encima del estimado.

A propósito de las eventuales alzas salariales en el capitalismo, Marx dijo: “(...) *no obstante, las circunstancias más o menos favorables en que viven los obreros asalariados no hacen cambiar el carácter fundamental de la producción capitalista. Así como la reproducción simple reproduce el propio régimen del capital, de un lado capitalistas y de otro obreros asalariados, la reproducción en escala ampliada, es decir la acumulación, reproduce el régimen del capital en una escala superior, crea en uno de los polos más capitalistas más fuertes y en el otro más obreros asalariados. La reproducción de la fuerza de trabajo, obligada a someterse al capital como medio de explotación, que no puede desprenderse de él y cuyo esclavizamiento al capital no desaparece más que en apariencia porque cambien los capitalistas individuales a quien se vende, constituye en realidad uno de los factores de la reproducción del capital. La acumulación del capital supone, por tanto, un aumento del proletariado*”.²⁸ (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

El hecho de que los trabajadores dominicanos, del sector industrial no azucarero postrujillista, sus salarios experimentaran ciertas mejorías, ello no supone la transformación de la naturaleza explotadora del capitalismo. Como lo demostramos, en otros epígrafes, arriba tratados, el progreso de dicho sector se fundamentó en una creciente explotación obrera por el capital, que se tradujo en una cuota de plusvalía creciente. Marx expuso que cuando la cuota de plusvalía es 100%, indica que el obrero trabaja la mitad de la jornada para sí y la otra mitad para el capitalista. De modo que cuando la cuota excede el 100%, el obrero debe invertir más de la mitad de su jornada de trabajo en producir plusvalía para el capitalista. En el sector industrial no azucarero postrujillista, de la Republica Dominicana, en el periodo 1961-1978, en todos los años, como se puede observar en el cuadro, la cuota de plusvalía estuvo muy por encima del 100%, por tanto, los obreros, gran parte de la jornada de trabajo que agotaron, fue para producir plusvalía a favor del capitalismo; fue en base a esta explotación obrera que dicho sector pudo expandirse. De 18 años, solamente en 5 la cuota de plusvalía alcanzó una cuantía inferior al 100%. Observe esta realidad aquí:

Cuadro 265
Cuota de plusvalía en el sector industrial no azucarero postrujillista (1961-1978)

Año	Cuota de plusvalía (p´)
1961	166,02
1962	94,73
1963	-58,75
1964	53,85
1965	49,45
1966	82,87
1967	121,40

²⁸ Véase *El capital* de Marx, Tomo I, pp. 557-565.

1968	117,63
1969	112,27
1970	134,89
1971	172,62
1972	184,02
1973	202,93
1974	232,56
1975	270,67
1976	169,23
1977	197,74
1978	135,71

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Ahora bien, en la medida que fue avanzando la acumulación y la concentración del capital, en el sector industrial no azucarero postrujillista, se fue gestando y ejecutando una disminución relativa del capital variable. Marx, en el Tomo I, de *El capital*, desde la página 565 hasta la 573, expone las leyes generales de dicho fenómeno. Asevera que la productividad del trabajo se refleja en el volumen relativo de medios de producción que el obrero convierte en producto durante cierto tiempo y con la misma tensión de fuerza de trabajo. Como efecto de la creciente productividad del trabajo, en el curso de la jornada de trabajo se absorbe una masa mayor de materias primas y materias auxiliares. El aumento de dicha productividad se revela a su vez en la disminución de la masa del trabajo, puesta en relación con la masa de medios de producción movidos por ella. Este cambio operado en la composición técnica del capital, este incremento de la masa de medios de producción, comparada con la masa de la fuerza de trabajo que la pone en movimiento, se refleja, a su vez, en su composición de valor, en el aumento del capital constante a costa del capital variable. Por otra parte, Marx señala que todo capital individual es una concentración de medios de producción, con el mando sobre un ejército de obreros. Toda acumulación sirve de medio de nueva acumulación. Al aumentar la masa de riqueza que funciona como capital, aumenta su concentración en manos de los capitalistas individuales. Mas, cuando se produce una concentración de los capitales ya existentes, como resultado de la expropiación de unos capitalistas por otros, se trata de una centralización del capital.²⁹

En el sector industrial dominicano no azucarero, el valor del capital constante siempre estuvo por encima del correspondiente al capital variable y por tanto, la composición orgánica del capital mostró una tendencia relativamente creciente. Advierta nuestras aseveraciones:

²⁹ Véase *El capital* de Marx, Tomo I, pp. 565-573.

Gráfico 38



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 39



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

El aumento del capital constante a costa del capital variable, el ascenso de la composición orgánica del capital, en el sector industrial dominicano no azucarero, revela una contradicción muy profunda. Los obreros, con su trabajo productivo, generaron plusvalía para los capitalistas del sector. La continua reversión de ésta en capital impulsó la acumulación, al tiempo que se elevó la productividad del trabajo y por consiguiente aumentó la composición orgánica del capital; el monto relativo destinado a contratar mano de obra descendió dando lugar a la ampliación de la superpoblación relativa o ejército industrial de reservas. En esta circunstancia en el mercado laboral de la industria no azucarera, sistemáticamente la oferta de trabajo se fue

haciendo superior a la demanda de trabajo. El ejército industrial de reservas se reveló como un dique de contención del salario obrero, que pudo haber aumentado más si se toma en cuenta la masa de plusvalía generada, año tras año, por el proletariado industrial no azucarero. “*Y como la demanda de trabajo –decía Marx- no depende del volumen del capital total, sino solamente del capital variable, disminuye progresivamente a medida que aumenta el capital total, en vez de crecer en proporción a éste, como antes suponíamos. Decrece en proporción a la magnitud del capital total y en progresión acelerada, conforme aumenta esta magnitud. Es cierto que al crecer el capital total crece también el capital variable, y por tanto la fuerza de trabajo absorbida por él, pero en una proporción constantemente decreciente*”.³⁰ (Comillas y cursiva son nuestras). Y añade: “*Este descenso relativo del capital variable, descenso acelerado con el incremento del capital total y que avanza con mayor rapidez que éste, se revela, de otra parte, invirtiéndose los términos, como un crecimiento absoluto constante de la población obrera, más rápido que el del capital variable o el de los medios de ocupación que éste suministra...la acumulación capitalista produce constantemente...una población obrera excesiva para las necesidades medias de explotación del capital, es decir, una población obrera remanente o sobrante*”.³¹ (Comillas y cursiva son nuestras).

Después de exponer y analizar los datos estadísticos relacionados con el sector industrial no azucarero, la tesis dependentista consistente en atribuirle una reproducción simple, ajena a la reproducción ampliada, a la acumulación de capital, se cae por completo. Oigamos a Marx. “*Cuando el capitalista sólo se aprovecha de esta renta [renta producida por el capital] como fondo de consumo o se la gasta con la misma periodicidad con que la obtiene, el proceso es, suponiendo que las demás circunstancias permanezcan idénticas, un proceso de reproducción simple (...)*”³² (El corchete, comillas, cursiva y el punto suspensivo, son nuestros). “*(...) La inversión de la plusvalía como capital o la reversión a capital de la plusvalía se llama acumulación de capital*”.³³ (Comillas, cursiva y el punto suspensivo, son nuestros). Sobre este último aspecto, Marx, cita a Malthus: “*Acumulación de capital: inversión de una parte de la renta como capital*”. (Malthus, *Definitions in Political Economy*, ed. Cazenove, p. 11); y vuelve a citar a Malthus, sobre la acumulación de capital: “*Transformación de la renta en capital*”. (Malthus, *Principles of Political Economy*, 2da. ed., Londres, 1836, p. 320).³⁴ (Comillas y cursiva, son nuestras). Estas citas clásicas, no solo precipitan la caída de la tesis dependentista, sino que en adición la revelan como absurda.

9.17 Cálculo de la cuota de ganancia media en el sector industrial no azucarero (1961-1978)

Siguiendo a Marx, nos proponemos estudiar a una profundidad mayor, la formación de la cuota general de ganancia, es decir, la cuota de ganancia media, y cómo los valores de las mercancías se mutan en precios de producción, en el sector industrial no azucarero postrujillista, período 1961-1978.

³⁰ Marx, *El capital*, Tomo I, p. 474.

³¹ Marx, *El capital*, Tomo I, p. 474.

³² Marx, *El capital*, tomo I, p. 513.

³³ Marx, *El capital*, tomo I, p. 525.

³⁴ Marx, *El capital*, tomo I, p. 525.

El cuadro, presentado abajo, que contiene las variables siguientes: capital constante (c), capital variable (v), composición orgánica del capital (k), cuota de plusvalía (p'), plusvalía (p), valor del producto (vp) y cuota de ganancia (g').

Cuadro 266
Distintas cuotas de ganancia y distintas composición orgánica de capitales, con una cuota de plusvalía fija (1961-1978)

Año	Capital constante (c)	Capital variable (v)	Composición orgánica del capital (k)	Cuota de plusvalía (p') (1961=100)
1961	139966100	33859000	4,13	166,02
1962	173886100	66335000	2,62	166,02
1963	206502500	80581000	2,56	166,02
1964	228531500	98306000	2,32	166,02
1965	202543500	73278000	2,76	166,02
1966	227978000	79373000	2,87	166,02
1967	230726300	71463000	3,23	166,02
1968	254090300	73584000	3,45	166,02
1969	281224500	84868000	3,31	166,02
1970	313462500	95680000	3,28	166,02
1971	355242300	100063000	3,55	166,02
1972	400482100	116483000	3,44	166,02
1973	535691900	123131000	4,35	166,02
1974	821098700	142683000	5,75	166,02
1975	1009992700	176496000	5,72	166,02
1976	1064852400	182621000	5,83	166,02
1977	1195409100	188727000	6,33	166,02
1978	1289798900	212530000	6,07	166,02
Suma	8931479400	2000061000	-	-
Media	496193300	111114500	-	-

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Conclusión

Año	Plusvalía (p)	Valor del producto (vp= c+v+p)	Cuota de ganancia (g')
1961	56212711,8	230037811,8	32,34
1962	110129367	350350467	45,85
1963	133780576,2	420864076,2	46,60
1964	163207621,2	490045121,2	49,94
1965	121656135,6	397477635,6	44,11
1966	131775054,6	439126054,6	42,87
1967	118642872,6	420832172,6	39,26
1968	122164156,8	449838456,8	37,28
1969	140897853,6	506990353,6	38,49

1970	158847936	567990436	38,82
1971	166124592,6	621429892,6	36,49
1972	193385076,6	710350176,6	37,41
1973	204422086,2	863244986,2	31,03
1974	236882316,6	1200664017	24,58
1975	293018659,2	1479507359	24,70
1976	303187384,2	1550660784	24,30
1977	313324565,4	1697460665	22,64
1978	352842306	1855171206	23,49
Suma			-
Media			-

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Iniciemos los cálculos. Primero, obtenemos el total de los capitales invertidos (capital constante + capital variable), en el lapso 1961-1978, el cual equivale a RD\$10,931,540,400; segundo, obtenemos el total de la plusvalía producida por tales capitales, equivalente a RD\$3,320,501,272; tercero, obtenemos el valor total de las mercancías producidas, que es de RD\$14,252,041,672; cuarto, consideramos los RD\$10,931,540,400 como un solo capital, correspondiente al período 1961-1978, y lo desdoblamos en capital constante y capital variable (RD\$8,931,479,400c + RD\$2,000,061,000v), que en porciento se expresa así: $82c + 18v$, constituye la composición media del capital; quinto, la plusvalía media³⁵ es RD\$184,472,293; y la cuota media de ganancia es 30,37%.

9.17.1 Cálculo de la tendencia decreciente de la cuota de ganancia en el sector industrial no azucarero postrujillista

El cuadro que se presenta abajo, contiene las siguientes variables: capital constante, capital variable, cuota de plusvalía, la cual fue tomada del año base, 1961, la plusvalía y la cuota de ganancia, cuya tendencia es evidentemente decreciente, como se puede advertir en el grafico que acompaña al cuadro.

Cuadro 267
Cálculo de la cuota de ganancia, tomando el 1961 como año base (1961-1978)

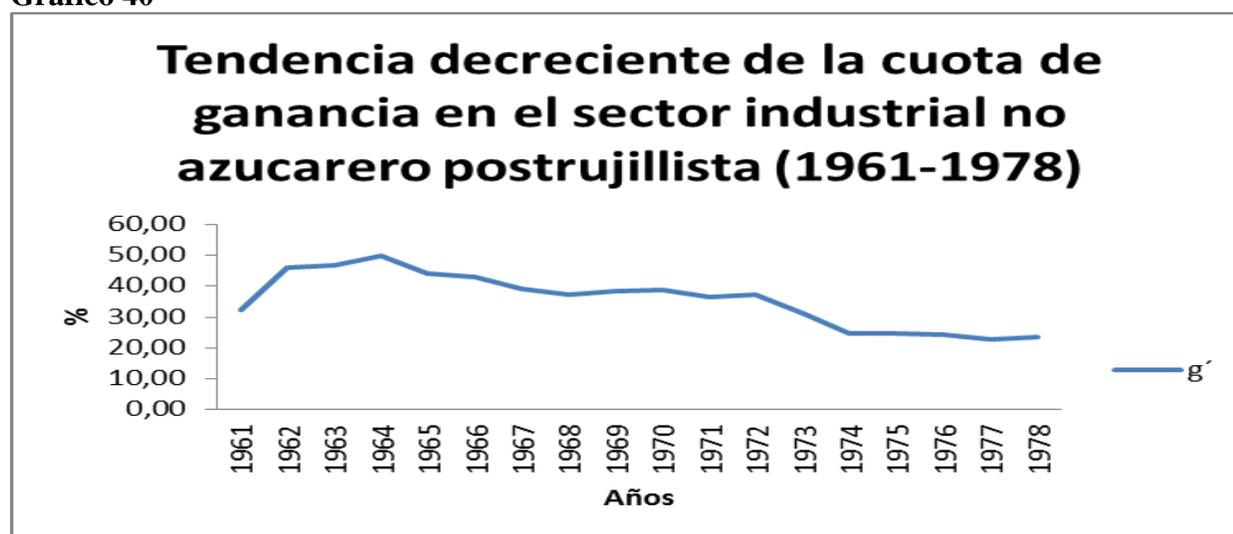
Año	Capital constante (c)	Capital variable (v)	Cuota de plusvalía (p')	Plusvalía (p)	Cuota de ganancia (g')
1961	139966100	33859000	166,02	56212711,8	32,34
1962	173886100	66335000	166,02	110129367	45,85
1963	206502500	80581000	166,02	133780576,2	46,60
1964	228531500	98306000	166,02	163207621,2	49,94
1965	202543500	73278000	166,02	121656135,6	44,11
1966	227978000	79373000	166,02	131775054,6	42,87
1967	230726300	71463000	166,02	118642872,6	39,26
1968	254090300	73584000	166,02	122164156,8	37,28

³⁵ Plusvalía media, es el promedio de la masa de plusvalía engendrada en el período 1961-1978.

1969	281224500	84868000	166,02	140897853,6	38,49
1970	313462500	95680000	166,02	158847936	38,82
1971	355242300	100063000	166,02	166124592,6	36,49
1972	400482100	116483000	166,02	193385076,6	37,41
1973	535691900	123131000	166,02	204422086,2	31,03
1974	821098700	142683000	166,02	236882316,6	24,58
1975	1009992700	176496000	166,02	293018659,2	24,70
1976	1064852400	182621000	166,02	303187384,2	24,30
1977	1195409100	188727000	166,02	313324565,4	22,64
1978	1289798900	212530000	166,02	352842306	23,49

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

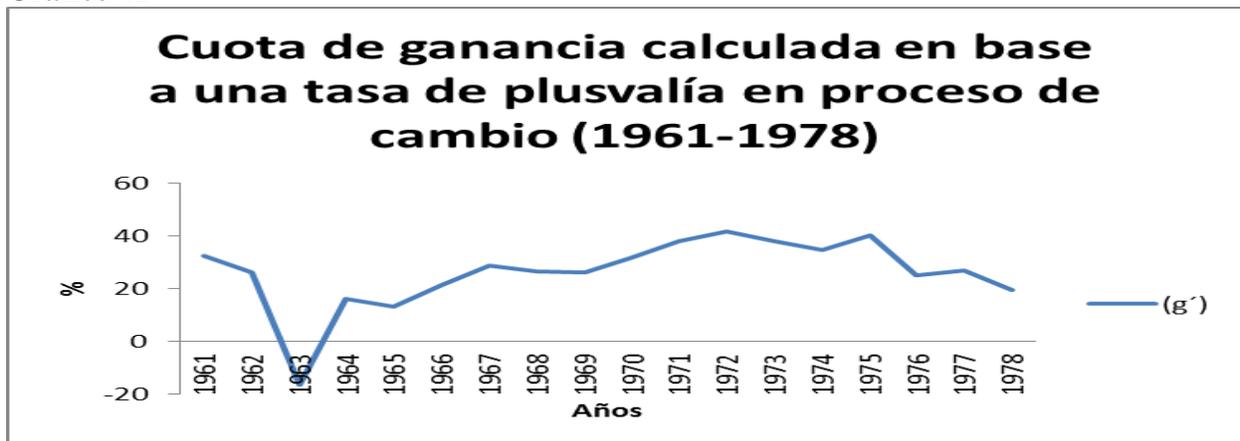
Gráfico 40



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Ahora, ¿qué ocurrió en la realidad económica dominicana, en el lapso 1961-1978, con la tendencia de la cuota de ganancia, en base a la cuota de plusvalía en proceso de cambio? Véase el siguiente gráfico:

Gráfico 41



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

En esta ocasión, la cuota de ganancia no muestra una tendencia decreciente, como claramente se observa en el gráfico mostrado arriba, debido a que se violentó la condición establecida por Marx, consistente en que la cuota de plusvalía no debe variar. Por consiguiente, si en el período 1961-1978 la cuota de ganancia en la industria no azucarera postrujillista, en la realidad objetiva, reveló una cierta tendencia creciente, es porque los capitalistas, entre otras cosas recurrieron a un aumento del grado de explotación del trabajo, principalmente obligando al obrero a intensificar el trabajo, con el fin de obtener una mayor cantidad de bienes, en una proporción superior, a los aumentos nominales del salario.

IV...331-354

En esta cuarta parte, reproducimos la sección C (INDUSTRIA AZUCARERA), del capítulo IX (INDUSTRIA MANUFACTURERA: EXPANSIÓN Y ESTANCAMIENTO), correspondiente al Tomo II, de nuestra investigación *El capitalismo dominicano*, subperíodo 1961-2010, desde la página 331 hasta la 354, versión física.

C. INDUSTRIA AZUCARERA

9.18 Movimiento industrial azucarero postrujillista

En el período postrujillista, la industria azucarera no manifestó declive alguno, al menos hasta el año 1978. Obviamente, el número de establecimientos se mantuvo inalterado en 16, pero las otras variables estuvieron en ascensos. El capital invertido se incrementó en 55%, el valor de las materias primas nacionales, solamente se resintió de manera considerable en el año 1965, como resultado de la guerra de abril, algo similar ocurrió con la extranjera; el valor del combustible y electricidad usados, ratificó el carácter fabril, de dicha industria, en función de la cuantía y ritmo de crecimiento; y finalmente, como es común a la industria dominicana, exhibió crecimientos muy visibles en el valor de las ventas, pero crecimientos moderados en los sueldos de los ocupados.

Cuadro 268
Movimiento de la industria azucarera (1961-1978)
(En RD\$)

Año	Establecimientos industriales	Capital invertido	Materias primas nacionales	Materias primas extranjeras
1961	16	183112000	21232000	144000
1962	16	183285000	31032000	146000
1963	16	172199000	34874000	185000
1964	16	188371000	39080000	154000
1965	16	186052000	32852000	109000
1966	16	193821000	43966000	248000
1967	16	198709000	41509000	177000
1968	16	212608000	40541000	231000
1969	16	208834000	51179000	285000
1970	16	200489000	58746000	289000
1971	16	204037000	67655000	314000
1972	16	205353000	76036000	354000
1973	16	215736000	90549000	506000
1974	16	236728000	146418000	690000
1975	16	275787000	205095000	641000
1976	16	282359000	141291000	849000
1977	16	282350000	96956000	1253000
1978	16	284470000	121690000	1117000

Conclusión

Año	Combustibles y electricidad	Envases	Jornales y sueldos	Obreros y empleados	Valores ventas
1961	2790000	1285000	20326	55073	77776000
1962	8874000	1452000	45531	61487	109698000
1963	2863000	1252000	55010	89156	105316000
1964	3005000	1441000	70950	77274	103797000
1965	2639000	1017000	48947	58622	76608000
1966	2164000	1462000	51888	70945	94756000
1967	2072000	1388000	44402	82839	105280000
1968	2767000	1176000	45933	75117	106716000
1969	3337000	1354000	51262	73527	114370000
1970	3587000	1003000	58630	86786	129419000
1971	3960000	1146000	59570	88585	158821000
1972	4103000	1731000	66658	94497	192815000
1973	8159000	1953000	64796	103195	215857000
1974	1259000	1973000	74733	102460	370944000
1975	16218000	1670000	97365	81278	592582000
1976	14365000	2845000	90946	66733	299574000
1977	16707000	2196000	87448	70705	276919000
1978	44789000	3026000	87564	70959	213781000

Fuente: Estadística Industrial de la República Dominicana, 1955-1978.

9.19 Cálculo de la masa de ganancia en la industria azucarera (1961-1978)

Observemos la masa de ganancia de la industria azucarera, en el período 1961-1978, la cual presentó altibajos con tendencia creciente hasta el año 1977.

Cuadro 269
Movimiento de la industria azucarera (1961-1978)
(En RD\$)

Año	Costo total de producción (CTP)	Valor de las ventas (V)	Masa de ganancia (g)
1961	43782526	77776000	33993474
1962	59878031	109698000	49819969
1963	56448910	105316000	48867090
1964	62588050	103797000	41208950
1965	55271147	76608000	21336853
1966	67273988	94756000	27482012
1967	65061302	105280000	40218698
1968	66021733	106716000	40694267
1969	77089662	114370000	37280338
1970	83732530	129419000	45686470
1971	93538270	158821000	65282730

1972	102825958	192815000	89989042
1973	122805396	215857000	93051604
1974	174087533	370944000	196856467
1975	251300065	592582000	341281935
1976	187676846	299574000	111897154
1977	145434448	276919000	131484552
1978	199156564	213781000	14624436

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

9.20 Cálculo de algunos elementos cuantitativos marxistas

Cuadro 270

Capital constante, capital variable y masa de plusvalía extraída al proletariado azucarero (1961-1978)

Año	Valores ventas	Capital constante (c)	Capital variable (v)	Plusvalía (p)
1961	77776000	43782526	20326000	13667474
1962	109698000	59878031	45531000	4288969
1963	105316000	56448910	55010000	-6142910
1964	103797000	62588050	70950000	-29741050
1965	76608000	55271147	48947000	-27610147
1966	94756000	67273988	51888000	-24405988
1967	105280000	65061302	44402000	-4183302
1968	106716000	66021733	45933000	-5238733
1969	114370000	77089662	51262000	-13981662
1970	129419000	83732530	58630000	-12943530
1971	158821000	93538270	59570000	5712730
1972	192815000	102825958	66658000	23331042
1973	215857000	122805396	64796000	28255604
1974	370944000	174087533	74733000	122123467
1975	592582000	251300065	97365000	243916935
1976	299574000	187676846	90946000	20951154
1977	276919000	145434448	87448000	44036552
1978	213781000	199156564	87564000	-72939564

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Cuadro 271

Cuota de plusvalía, composición orgánica del capital y cuota de ganancia (1961-1978)

Año	Cuota de plusvalía (p')	Cuota de ganancia (g')	Composición orgánica del capital (k)
1961	67,24	21,32	2,15
1962	9,42	4,07	1,32
1963	-11,17	-5,51	1,03
1964	-41,92	-22,27	0,88
1965	-56,41	-26,49	1,13

1966	-47,04	-20,48	1,30
1967	-9,42	-3,82	1,47
1968	-11,41	-4,68	1,44
1969	-27,27	-10,89	1,50
1970	-22,08	-9,09	1,43
1971	9,59	3,73	1,57
1972	35,00	13,77	1,54
1973	43,61	15,06	1,90
1974	163,41	49,08	2,33
1975	250,52	69,96	2,58
1976	23,04	7,52	2,06
1977	50,36	18,91	1,66
1978	-83,30	-25,44	2,27

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

9.21 Cálculo de la cuota de ganancia media en la industria azucarera en el período 1961-1978

El cuadro, presentado abajo, que contiene las variables siguientes: capital constante (c), capital variable (v), composición orgánica del capital (k), cuota de plusvalía (p'), plusvalía (p), valor de las mercancías (V) y cuota de ganancia (g').

Cuadro 272

Distintas cuotas de ganancia y distintas composición orgánica de capitales, con una cuota de plusvalía fija (1961-1978)

Año	Capital constante (c)	Capital variable (v)	Composición orgánica del capital (k)	Cuota de plusvalía (p') (1961=100)
1961	43782526	20326000	2,15	67,24
1962	59878031	45531000	1,32	67,24
1963	56448910	55010000	1,03	67,24
1964	62588050	70950000	0,88	67,24
1965	55271147	48947000	1,13	67,24
1966	67273988	51888000	1,30	67,24
1967	65061302	44402000	1,47	67,24
1968	66021733	45933000	1,44	67,24
1969	77089662	51262000	1,50	67,24
1970	83732530	58630000	1,43	67,24
1971	93538270	59570000	1,57	67,24
1972	102825958	66658000	1,54	67,24
1973	122805396	64796000	1,90	67,24
1974	174087533	74733000	2,33	67,24
1975	251300065	97365000	2,58	67,24
1976	187676846	90946000	2,06	67,24
1977	145434448	87448000	1,66	67,24

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1978	199156564	87564000	2,27	67,24
Suma	1913972959	1121959000		
Media	201470837,8	118100947,4		

Conclusión

Año	Plusvalía (p)	Valor del producto (vp= c+v+p)	Cuota de ganancia (g')
1961	13667202,4	77755402,4	21,33
1962	30615044,4	135978544,4	29,06
1963	36988724	148392624	33,20
1964	47706780	181173880	35,74
1965	32911962,8	137081162,8	31,59
1966	34889491,2	153999591,2	29,29
1967	29855904,8	139274804,8	27,29
1968	30885349,2	142794149,2	27,60
1969	34468568,8	162768968,8	26,87
1970	39422812	181726712	27,70
1971	40054868	193103568	26,17
1972	44820839,2	214238139,2	26,46
1973	43568830,4	231105430,4	23,23
1974	50250469,2	298996269,2	20,20
1975	65468226	414035926	18,78
1976	61152090,4	339683990,4	21,96
1977	58800035,2	291595035,2	25,26
1978	58878033,6	345511033,6	20,54
Suma			
Media			24,86

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Iniciemos los cálculos. Primero, obtenemos el total de los capitales invertidos (capital constante + capital variable), en el lapso 1961-1978, el cual equivale a RD\$3,034,810,000; segundo, obtenemos el total de la plusvalía producida por tales capitales, equivalente a RD\$754,405,232; tercero, obtenemos el valor total de las mercancías producidas, que es de RD\$ 3,789,215,232; cuarto, consideramos los RD\$3,034,810,000 como un solo capital, correspondiente al período 1961-1978, y lo desdoblamos en capital constante y capital variable (RD\$1,912,851,000c + RD\$1,121,959,000v), que en por ciento se expresa así: 63c + 37v, constituye la composición media del capital; quinto, la plusvalía media³⁶ es RD\$41,911,402; y la cuota media de ganancia es 24,86%.

³⁶ Plusvalía media, es el promedio de la masa de plusvalía engendrada en el período 1961-1978.

9.21.1 Cálculo de la tendencia decreciente de la cuota de ganancia en la industria azucarera en el período 1961-1978

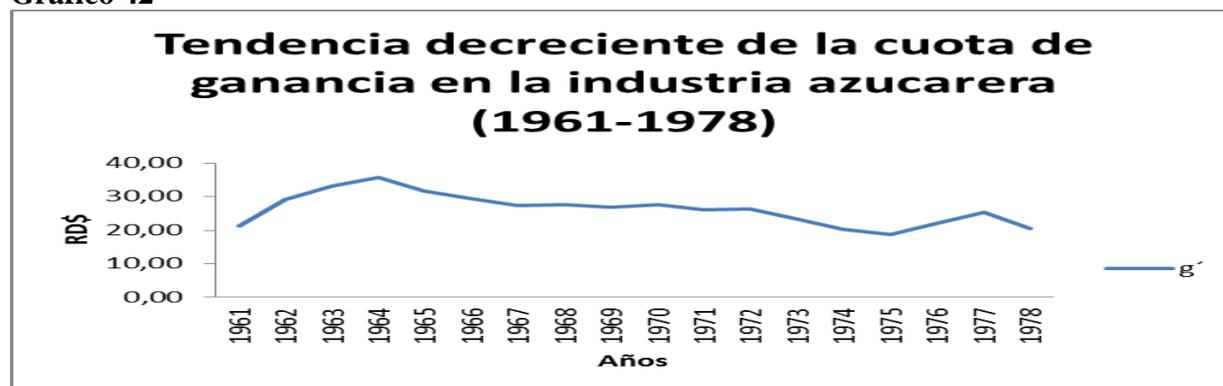
El cuadro que se presenta abajo, contiene las siguientes variables: capital constante, capital variable, cuota de plusvalía, la cual fue tomada del año base, 1961, la plusvalía y la cuota de ganancia, cuya tendencia es evidentemente decreciente, como se puede advertir en el gráfico que acompaña al cuadro.

Cuadro 273
Cálculo de la cuota de ganancia, tomando el 1961 como año base (1961-1978)

Año	Capital constante (c)	Capital variable (v)	Cuota de plusvalía (p')	Plusvalía (p)	Cuota de ganancia (g')
1961	43782526	20326000	67,24	13667202,4	21,32
1962	59878031	45531000	67,24	30615044,4	29,04
1963	56448910	55010000	67,24	36988724	33,19
1964	62588050	70950000	67,24	47706780	35,73
1965	55271147	48947000	67,24	32911962,8	31,58
1966	67273988	51888000	67,24	34889491,2	29,28
1967	65061302	44402000	67,24	29855904,8	27,27
1968	66021733	45933000	67,24	30885349,2	27,59
1969	77089662	51262000	67,24	34468568,8	26,85
1970	83732530	58630000	67,24	39422812	27,69
1971	93538270	59570000	67,24	40054868	26,16
1972	102825958	66658000	67,24	44820839,2	26,45
1973	122805396	64796000	67,24	43568830,4	23,22
1974	174087533	74733000	67,24	50250469,2	20,20
1975	251300065	97365000	67,24	65468226	18,78
1976	187676846	90946000	67,24	61152090,4	21,95
1977	145434448	87448000	67,24	58800035,2	25,25
1978	199156564	87564000	67,24	58878033,6	20,53

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 42



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Ahora, ¿qué ocurrió en la realidad económica dominicana, en el lapso 1961-1978, con la tendencia de la cuota de ganancia, en base a la cuota de plusvalía en proceso de cambio? Simplemente, debido a que se violenta la condición establecida por Marx, consistente en que la cuota de plusvalía no debe variar, en el período 1961-1978 la cuota de ganancia en la industria no azucarera posttrujillista, muestra una cierta tendencia creciente; revelándose, ante nuestros ojos, el hecho de que los capitalistas, entre otras cosas tuvieron que recurrir a un aumento del grado de explotación del trabajo, obligando al obrero a intensificar el trabajo, con el fin de obtener una mayor cantidad de bienes, en una proporción superior, a los aumentos nominales del salario.

9.22 Estudio econométrico del PIB real de la industria azucarera

Los modelos econométricos que correremos aquí, son los siguientes: PIB real de la industria no azucarera función del tiempo; PIB de la industria azucarera versus PIB total; y el PIB de la industria azucarera función del PIB de la industria no azucarera y del PIB de la industria de las zonas francas.

9.22.1 Modelo econométrico de regresión lineal: PIB real de la industria no azucarera función del tiempo

El primer modelo econométrico que ensayaremos, para el estudio cuantitativo de la industria azucarera posttrujillista, es de regresión lineal, en el cual, tendremos una variable dependiente (PIB real de la industria azucarera) y una variable independiente (el tiempo). La ecuación de regresión que estimaremos es la siguiente: $IA = \alpha + \beta t + \mu$, donde: IA es el PIB real de la industria manufacturera; α , el intercepto con el eje vertical, primer cuadrante, del sistema de coordenada; β , el coeficiente de la pendiente; t, el factor tiempo; μ , perturbación estocástica, que recoge las variables no explicitadas en el modelo de regresión lineal.

Las informaciones que se utilizarán para llevar a cabo los cálculos estadísticos, con el auxilio del paquete estadístico, conocido por las siglas de SPSS, se encuentran contenidas en el siguiente cuadro:

Cuadro 274
PIB real de la industria manufacturera y el factor tiempo (1961-2010)
(%)

Año	PIB real de la IA	Variable tiempo
1970	75,3	1
1971	82,0	2
1972	82,3	3
1973	82,8	4
1974	91,7	5
1975	88,1	6
1976	90,7	7
1977	96,0	8
1978	92,8	9
1979	92,5	10
1980	67,8	11

1981	93,1	12
1982	95,2	13
1983	81,0	14
1984	83,8	15
1985	61,6	16
1986	59,8	17
1987	60,6	18
1988	59,5	19
1989	57,0	20
1990	41,2	21
1991	45,9	22
1992	41,7	23
1993	46,6	24
1994	44,7	25
1995	39,4	26
1996	47,5	27
1997	51,3	28
1998	39,8	29
1999	30,0	30
2000	35,8	31
2001	38,6	32
2002	41,1	33
2003	40,6	34

Fuente: Banco Central de la República Dominicana y la ONE.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Ecuación lineal	IA= 97.955-1.937t
Error estándar	ee= (3.677) (0.183)
Valores t	t= (26.639) (-10.569)
Valores p	p= (0.000) (0.000)
Coefficiente de determinación	r ² = 0.78
Coefficiente de correlación de Pearson	r= 0.88
Grados de libertad	g de l= 32
Test de la F de Fisher	F _{1,32} = 111.713
Durbin Watson	DW= 0.81

Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, -1.937, mide la pendiente de la recta, indica que dentro de un intervalo muestral de t entre 1 y 34, a medida que t se incrementa en un año, el incremento estimado en la IA es de -1.937. El coeficiente 97.955, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre IA de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de r²= 0.78 significa que cerca del 78% de la variación en el PIB real de la industria azucarera, está explicado por el factor tiempo, su incidencia es extremadamente alta. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.88 muestra que las dos variables, la cuota de ganancia y el tiempo, poseen una correlación positiva elevada.

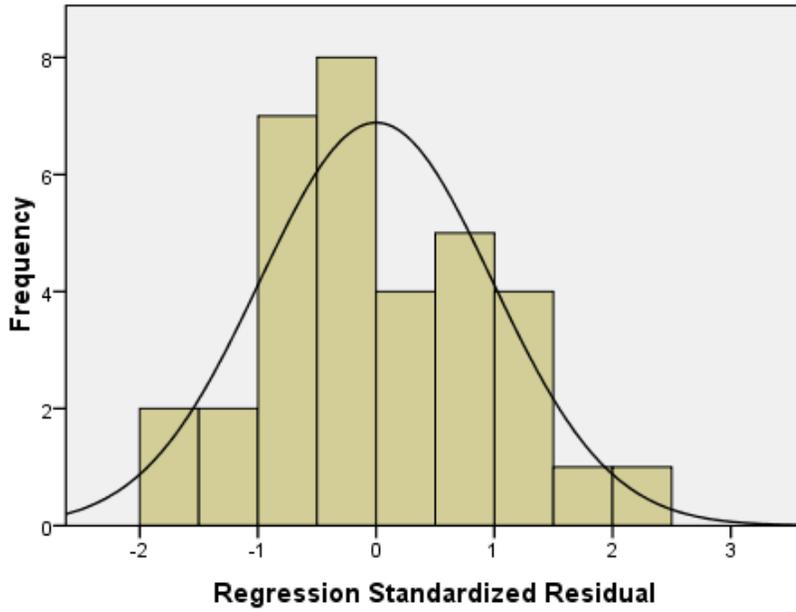
En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados la bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 32 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 26.639 es 0 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a -10.569 es 0. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 26.639 es 0; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es 0 por cada 10,000 casos; de aquí que podamos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es distinto a cero (0); es rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a -10.569, es 0, luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es de 0 por cada 10,000 casos, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente a cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

La razón de varianza, F, para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 32 en el denominador) para un nivel de significancia de 5%, arrojó un valor de $F_{1,32} = 4.152$ inferior a la obtenida, 111.713, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (0.81) se encuentra alejado de la vecindad de 2, lo que indica que hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre el PIB real de la industria azucarera y el factor tiempo. Igualmente, el término de perturbación estocástica, u, sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. También se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta grafica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u, y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciese a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u, están aproximadamente distribuidos normalmente.

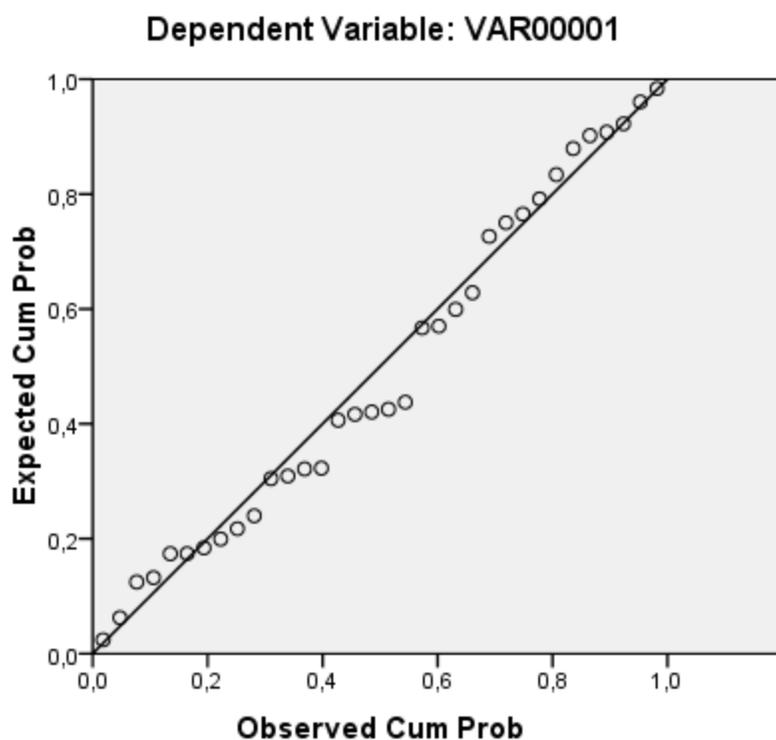
Histogram

Dependent Variable: VAR00001



Mean =5,20E-16
Std. Dev. =0,985
N =34

Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores del PIB real de la industria azucarera, tanto efectivos como estimados y los valores de u , así como su correspondiente gráfica.

Cuadro 275

PIB real de la industria manufacturera efectiva, PIB real de la industria azucarera estimada y valores residuales (1970-2003)

Año	PIB real de la industria azucarera efectivo	PIB real de la industria azucarera estimado	Valores de u
1970	75,30	96,02	-20,71731
1971	82,00	94,08	-12,08008
1972	82,30	92,14	-9,84284
1973	82,80	90,21	-7,40561
1974	91,70	88,27	3,43163
1975	88,10	86,33	1,76886
1976	90,70	84,39	6,30610
1977	96,00	82,46	13,54333
1978	92,80	80,52	12,28057
1979	92,50	78,58	13,91780

1980	67,80	76,65	-8,84497
1981	93,10	74,71	18,39227
1982	95,20	72,77	22,42950
1983	81,00	70,83	10,16674
1984	83,80	68,90	14,90397
1985	61,60	66,96	-5,35879
1986	59,80	65,02	-5,22156
1987	60,60	63,08	-2,48432
1988	59,50	61,15	-1,64709
1989	57,00	59,21	-2,20985
1990	41,20	57,27	-16,07262
1991	45,90	55,34	-9,43539
1992	41,70	53,40	-11,69815
1993	46,60	51,46	-4,86092
1994	44,70	49,52	-4,82368
1995	39,40	47,59	-8,18645
1996	47,50	45,65	1,85079
1997	51,30	43,71	7,58802
1998	39,80	41,77	-1,97474
1999	30,00	39,84	-9,83751
2000	35,80	37,90	-2,10028
2001	38,60	35,96	2,63696
2002	41,10	34,03	7,07419
2003	40,60	32,09	8,51143

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 43



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, el factor tiempo (variable independiente), durante el período 1970-2003, ejerció una influencia decisiva en la explicación de los valores asumidos por el PIB real de la industria azucarera dominicana (variable

dependiente), en un 96%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, los coeficientes estimados, tanto el relativo a la constante como a la pendiente de la recta de regresión, son significativos; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

9.22.2 Modelo econométrico de regresión lineal: PIB de la industria azucarera versus PIB total

Ahora bien, en la generación de los valores del PIB real de la industria azucarera, durante el período bajo estudio, probablemente ejercieron influencia, sobre ellos, otras variables independientes; por consiguiente, ensayemos otros modelos econométricos, en el cual aparezcan explicitadas tales factores. En esta ocasión estudiaremos un modelo de regresión lineal, en el cual debe aparecerá una variable independiente, que es el PIB real de la República Dominicana. Dicho modelo se concretiza en esta ecuación: $IM = \alpha + \beta PIB + \mu$, donde: IM es PIB real de la industria manufacturera; α , el intercepto con el eje vertical, primer cuadrante, del sistema de coordenada; β , el coeficiente de la pendiente; PIB, es el Producto Interno Bruto; μ , perturbación estocástica, que recoge las variables no explicitadas en el modelo de regresión lineal.

Las informaciones que se utilizarán para llevar a cabo los cálculos estadísticos, con el auxilio del paquete estadístico, conocido por las siglas de SPSS, se encuentran contenidas en el siguiente cuadro:

Cuadro 276
PIB real de la industria azucarera y el PIB real total (1961-2010)
(%)

Año	PIB real de la IA	PIB real total
1970	75,3	1485,5
1971	82,0	1647,0
1972	82,3	1818,2
1973	82,8	2052,7
1974	91,7	2175,9
1975	88,1	2288,9
1976	90,7	2442,9
1977	96,0	2564,6
1978	92,8	2619,5
1979	92,5	2738,2
1980	67,8	2956,4
1981	93,1	3082,9
1982	95,2	3135,3
1983	81,0	3280,4
1984	83,8	3321,5
1985	61,6	3251,0
1986	59,8	3365,5
1987	60,6	3706,0

Linares

1988	59,5	3785,9
1989	57,0	3952,5
1990	41,2	3736,9
1991	45,9	3772,2
1992	41,7	4073,1
1993	46,6	4193,6
1994	44,7	4375,0
1995	39,4	4579,3
1996	47,5	4907,4
1997	51,3	5307,6
1998	39,8	5702,0
1999	30,0	6166,7
2000	35,8	6644,9
2001	38,6	6910,0
2002	41,1	7206,7
2003	40,6	7175,3

Fuente: Banco Central de la República Dominicana y la ONE.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Ecuación lineal	IA= 106.324-0.011PIB
Error estándar	ee= (5.88) (0.001)
Valores t	t= (18.082) (-7.776)
Valores p	p= (0.000) (0.000)
Coefficiente de determinación	r ² = 0.65
Coefficiente de correlación de Pearson	r= 0.81
Grados de libertad	g de l= 32
Test de la F de Fisher	F _{1,32} = 60.47
Durbin Watson	DW= 0.56

Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, -0.011, mide la pendiente de la recta, indica que dentro de un intervalo muestral de t entre 1 y 18, a medida que el PIB se incrementa 1%, provoca que IA descienda 0.011%. El coeficiente 106.324, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre IA de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de r²= 0.65 significa que el 65% de la variación en el PIB real de la AI, está explicado por el PIB real total. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.81 muestra que las dos variables, la cuota de ganancia y el tiempo, poseen una correlación positiva elevada.

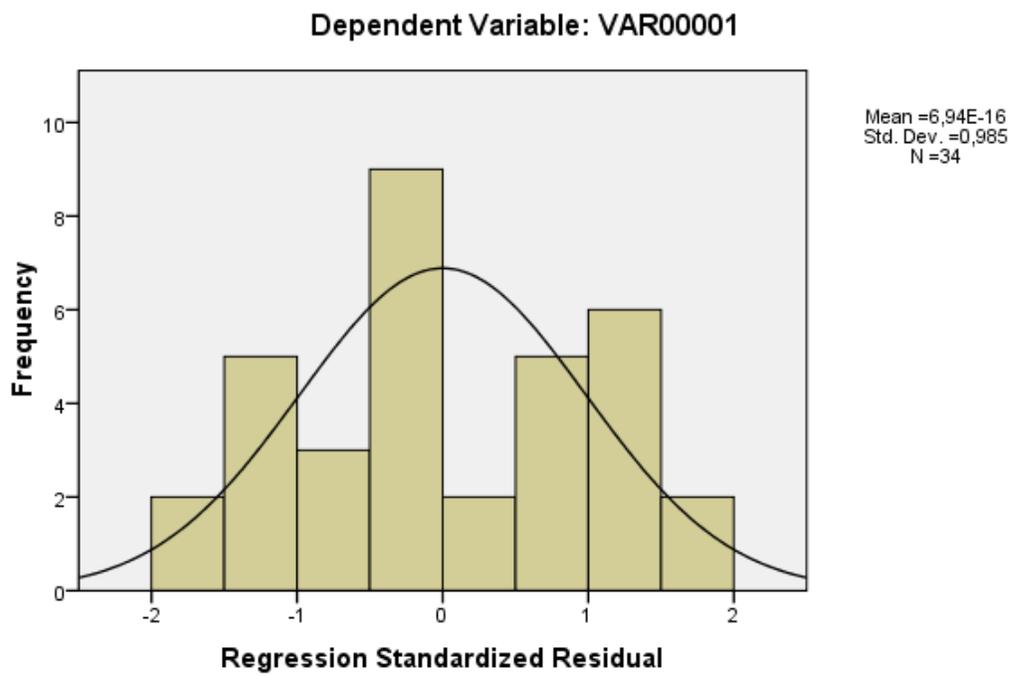
En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados la bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 32 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 18.082 es 0 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a -7.776 es 0. En el primer caso, bajo la

hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 18.082 es 0; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es 0 por cada 10,000 casos; de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es distinto a cero (0); es rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a -7.776, es 0, luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es de 0 por cada 10,000 casos, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente a cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

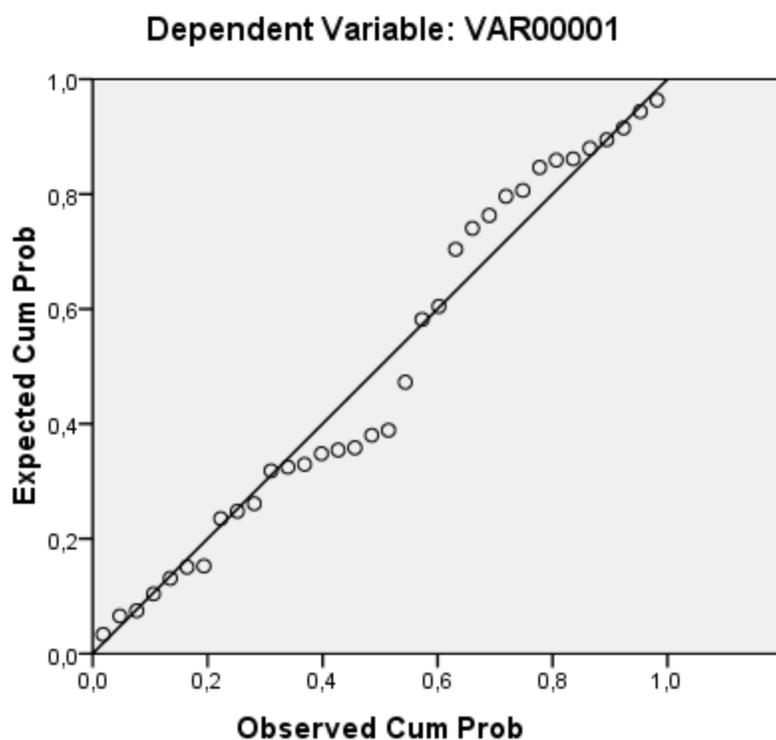
La razón de varianzas, F , para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 32 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,32} = 4.152$ obviamente inferior a la obtenida, 60.47, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (0.56) se encuentra alejado de la vecindad de 2, lo que indica que hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre el PIB real de la IA y el PIB real total. Igualmente, el término de perturbación estocástica, u , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. También se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciera a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores del PIB real de la AI, tanto efectivos como estimados y los valores de u , así como su correspondiente gráfica.

Cuadro 277

PIB real de la industria manufacturera efectiva, PIB real de la industria manufacturera estimada y valores residuales (1970-2003)

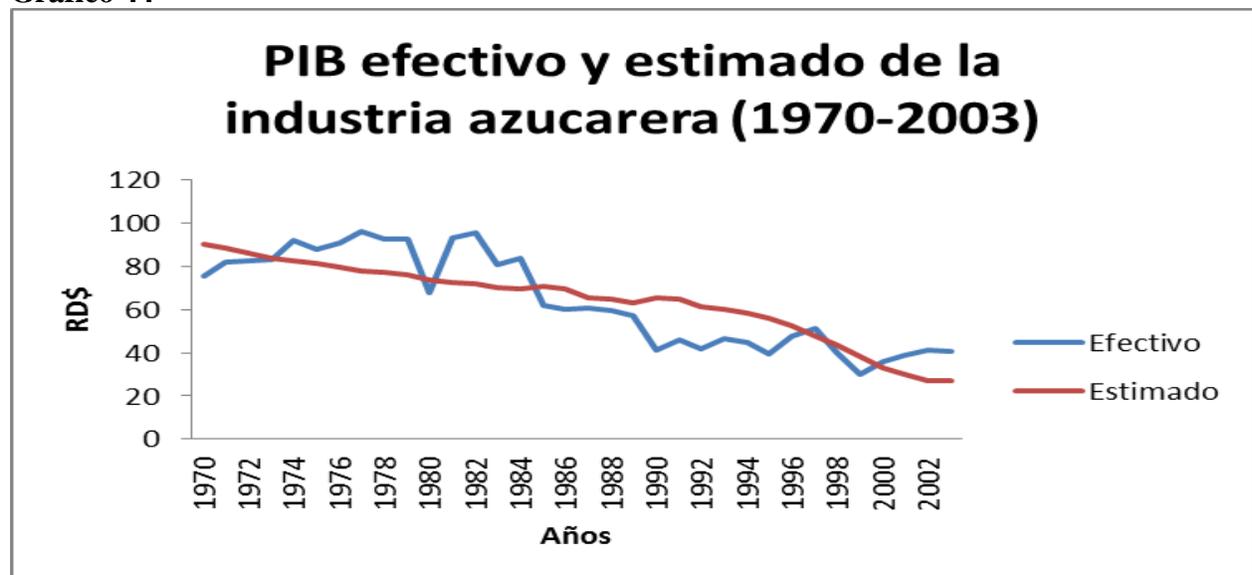
Año	PIB real de la industria azucarera efectivo	PIB real de la industria azucarera estimado	Valores de u
1970	75,30	89,95	-14,65384
1971	82,00	88,17	-6,17416
1972	82,30	86,29	-3,98760
1973	82,80	83,70	-,90349
1974	91,70	82,35	9,35413
1975	88,10	81,10	6,99936
1976	90,70	79,40	11,29638
1977	96,00	78,06	17,93748
1978	92,80	77,46	15,34245
1979	92,50	76,15	16,35049

Linares

1980	67,80	73,75	-5,94502
1981	93,10	72,35	20,74896
1982	95,20	71,77	23,42639
1983	81,00	70,17	10,82535
1984	83,80	69,72	14,07825
1985	61,60	70,50	-8,89863
1986	59,80	69,24	-9,43688
1987	60,60	65,48	-4,88469
1988	59,50	64,60	-5,10422
1989	57,00	62,77	-5,76834
1990	41,20	65,14	-23,94418
1991	45,90	64,76	-18,85519
1992	41,70	61,44	-19,73937
1993	46,60	60,11	-13,51150
1994	44,70	58,11	-13,41253
1995	39,40	55,86	-16,46122
1996	47,50	52,25	-4,74567
1997	51,30	47,84	3,46440
1998	39,80	43,49	-3,68945
1999	30,00	38,37	-8,36861
2000	35,80	33,10	2,70099
2001	38,60	30,18	8,42230
2002	41,10	26,91	14,19183
2003	40,60	27,25	13,34581

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 44



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, el PIB real total (variable independiente), durante el período 1970-2003, ejerció una influencia decisiva en la explicación de los valores asumidos por el PIB real de la industria manufacturera dominicana (variable dependiente), en un 65%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, los coeficientes estimados, tanto el relativo a la constante como a la pendiente de la recta de regresión, son significativos; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

Es interesante saber cómo el PIB de la industria azucarera se vio influido por la industria no azucarera y la industria de zonas francas. Veamos.

9.22.3 Modelo econométrico de regresión múltiple: PIB de la industria azucarera función del PIB de la industria no azucarera y del PIB de la industria de las zonas francas

Ahora tendremos un modelo econométrico, de carácter múltiple, es decir, que contiene más de una variable independiente. El PIB real de la industria azucarera, será la variable dependiente; mientras que la industria no azucarera y la industria de zonas francas, serán las variables independientes.

Las informaciones que se utilizarán para llevar a cabo los cálculos estadísticos, con el auxilio del paquete estadístico, conocido por las siglas de SPSS, se encuentran contenidas en el siguiente cuadro:

Cuadro 278
PIB real de la industria azucarera (IA), industria no azucarera (INA) e industria de zonas francas (IZF) (1970= 100)
(En millones de RD\$)

Año	PIB real de la IA	INA	IZF
1970	75,3	199,9	0,1
1971	82,0	228,7	0,3
1972	82,3	252,6	1,6
1973	82,8	296,8	1,7
1974	91,7	304,7	3,0
1975	88,1	335,0	5,4
1976	90,7	360,5	6,2
1977	96,0	379,1	8,3
1978	92,8	379,1	10,7
1979	92,5	399,2	13,1
1980	67,8	462,4	15,2
1981	93,1	451,4	16,9
1982	95,2	467,1	17,3
1983	81,0	487,1	17,8

Linares

1984	83,8	470,6	23,8
1985	61,6	453,4	33,1
1986	59,8	491,0	47,4
1987	60,6	549,4	64,4
1988	59,5	531,3	79,2
1989	57,0	546,7	97,4
1990	41,2	518,8	111,1
1991	45,9	517,8	125,0
1992	41,7	611,0	130,7
1993	46,6	594,3	152,2
1994	44,7	612,5	163,4
1995	39,4	621,5	170,8
1996	47,5	640,1	169,9
1997	51,3	682,5	188,0
1998	39,8	732,2	202,4
1999	30,0	809,1	193,9
2000	35,8	872,3	202,8
2001	38,6	864,5	193,5
2002	41,1	921,3	178,2
2003	40,6	884,8	184,2

Fuente: Banco Central de la República Dominicana y la ONE.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Modelo	Coefficientes	Error estándar	T	Probabilidad
Constante	80.654	6.782	11.892	0.000
INA	0.014	0.019	0.757	0.455
IZF	-0.29	0.046	-6.236	0.000
Coefficiente de determinación (r^2)	0.85	-	-	-
Coefficiente de correlación de Pearson (r)	0.92	-	-	-
Grados de libertad	31	-	-	-
Test de la F de Fisher	87.055	-	-	-
Durbin Watson	01.226	-	-	-

Bondad del ajuste. La constante, 80.654, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre el PIB real de la IA, de todas las variables no incluidas en el modelo de regresión múltiple aplicado; 0.014, representa el coeficiente de regresión parcial de la INA, de modo que mida el cambio en el valor de la media

de IA, por unidad de cambio en la INA, permaneciendo constante IZF; de modo que por cada 100 pesos de aumento en la INA, permaneciendo constante IZF, se debe producir un aumento de 1.4 pesos en IA. Mientras que -0.29, mide el cambio en el valor de la media de IA, por unidad de cambio en IZF, permaneciendo constante IA; de modo que por cada 100 pesos de aumento en IZF, permaneciendo constante IA, se debe producir una disminución de 29 pesos en IA. El valor de $r^2 = 0.85$ significa que el 85% de la variación en el PIB real de la IA, está explicado por las variables independientes explicitadas en el modelo. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.92 muestra que las variables implicadas en el modelo, poseen una correlación positiva muy elevada.

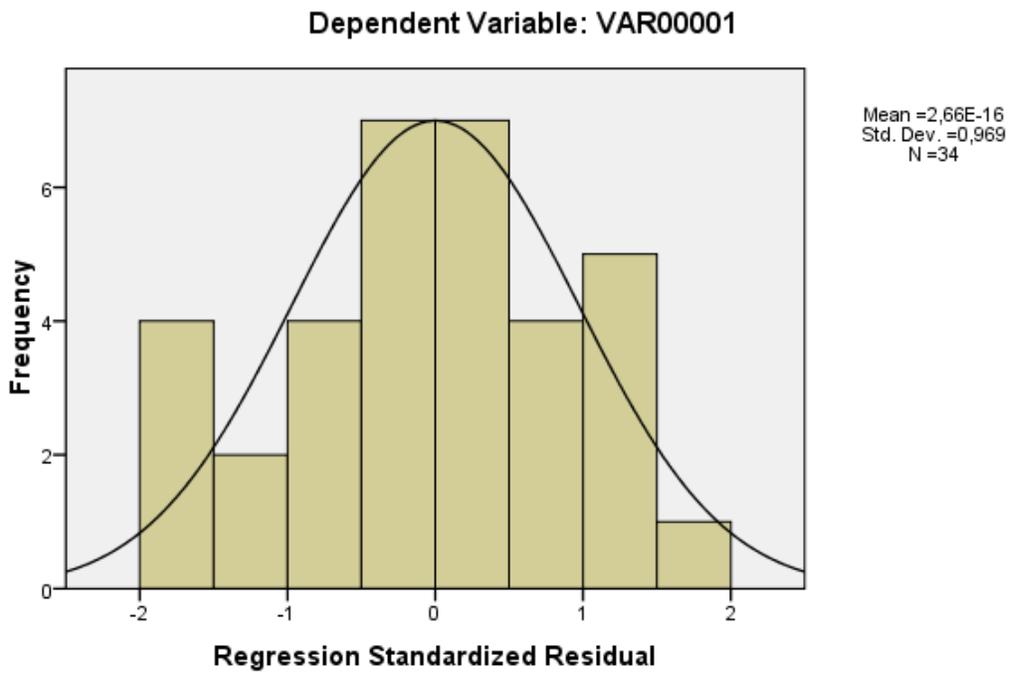
Pasemos a discutir la significancia estadística de los coeficientes de regresión parcial estimados, utilizando la prueba t, de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 31 grados de libertad. El coeficiente de regresión parcial correspondiente a la INA, equivale a 0.014; de lo que se trata es estudiar la propuesta de la hipótesis nula, en el sentido de que el verdadero valor de tal coeficiente es cero (0). Sabiendo que $t = 0.757$, debemos encontrar el t crítico, en la tabla de la prueba t, al nivel de significancia escogido (es decir la probabilidad de cometer un error de tipo I), 5%, que arroja un valor de 2.0399, por consiguiente siendo el t calculado menor que el t crítico, es decir $0.757 < \pm 2.0399$, se acepta la hipótesis nula de que INA no tiene efecto alguno sobre IA.

El coeficiente de regresión parcial correspondiente a IZF, equivale a -0.29; de lo que se trata es estudiar la propuesta de la hipótesis nula, en el sentido de que el verdadero valor de tal coeficiente es cero (0). Sabiendo que $t = -6.236$, debemos encontrar el t crítico, en la tabla de la prueba t, al nivel de significancia escogido (es decir la probabilidad de cometer un error de tipo I), 5%, que arroja un valor de ± 2.0399 , por consiguiente, vistos estos valores, en términos absolutos y siendo el t calculado mayor que el t crítico, es decir $6.236 > 2.0399$, se rechaza la hipótesis nula de que IZF no tiene efecto alguno sobre la IA.

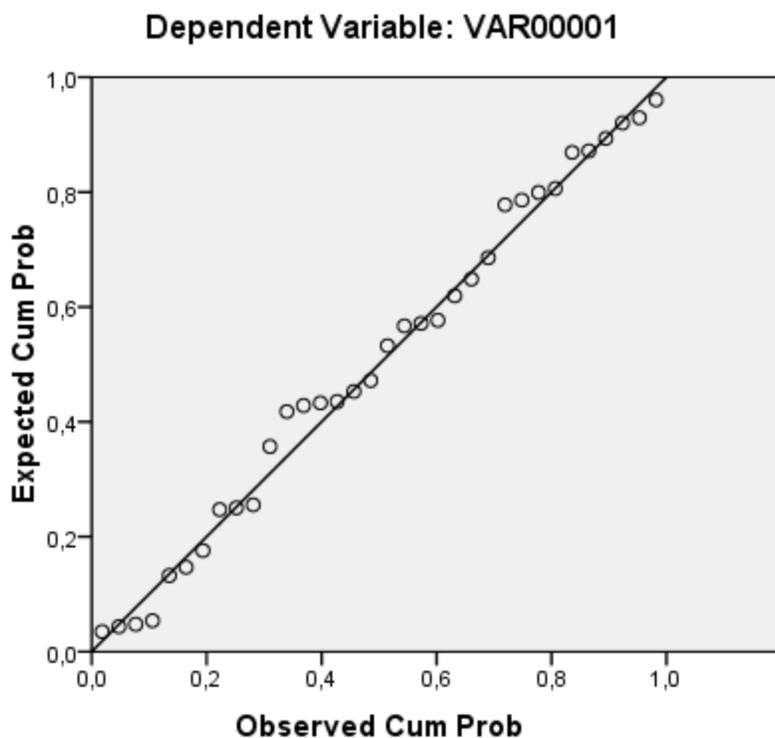
La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 31 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,31} = 4.161$ obviamente inferior a la obtenida, $F = 87.005$, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de las variables independientes sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (1.226) se encuentra no muy lejos de 2, lo que indica que los problemas de autocorrelación, pudieran estar ausentes.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre el PIB real de la IA, por un lado, y las variables independientes, INA e IZF, por el otro. Igualmente, el término de perturbación estocástica, μ , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. También se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciera a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores del PIB real de la industria manufacturera, tanto efectivos como estimados y los valores de u , así como su correspondiente gráfica.

Cuadro 279

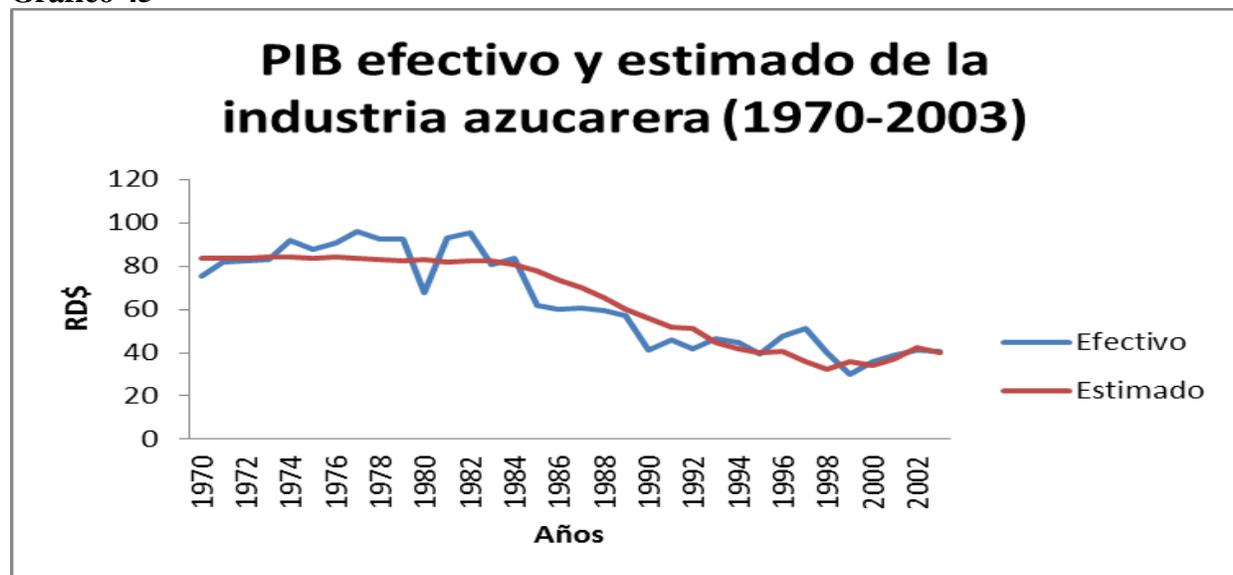
PIB real de la industria azucarera efectiva, PIB real de la industria azucarera estimada y valores residuales (1970-2003)

Año	PIB real de la industria azucarera efectivo	PIB real de la industria azucarera estimado	Valores de u
1970	75,30	83,47	-8,16933
1971	82,00	83,82	-1,82119
1972	82,30	83,78	-1,48466
1973	82,80	84,38	-1,58461
1974	91,70	84,12	7,57958
1975	88,10	83,86	4,24370
1976	90,70	83,99	6,71261
1977	96,00	83,64	12,35631
1978	92,80	82,95	9,85157
1979	92,50	82,54	9,96083

1980	67,80	82,83	-15,03009
1981	93,10	82,18	10,91891
1982	95,20	82,29	12,91139
1983	81,00	82,43	-1,42834
1984	83,80	80,46	3,34459
1985	61,60	77,52	-15,91652
1986	59,80	73,91	-14,10893
1987	60,60	69,82	-9,21512
1988	59,50	65,27	-5,77012
1989	57,00	60,22	-3,21684
1990	41,20	55,85	-14,65106
1991	45,90	51,81	-5,91010
1992	41,70	51,49	-9,78499
1993	46,60	45,02	1,58103
1994	44,70	42,03	2,66662
1995	39,40	40,02	-,61771
1996	47,50	40,54	6,95690
1997	51,30	35,90	15,39703
1998	39,80	32,44	7,36143
1999	30,00	36,00	-5,99517
2000	35,80	34,32	1,48382
2001	38,60	36,90	1,70066
2002	41,10	42,14	-1,03985
2003	40,60	39,88	,71767

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 45



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, el PIB real de la industria no azucarera y el PIB real de las zonas francas (variable independiente), durante el período 1970-2003, ejerció una influencia decisiva en la explicación de los valores asumidos por el PIB real de la industria azucarera dominicana (variable dependiente), en un 85%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, los coeficientes estimados, tanto el relativo a la constante como a la pendiente de la recta de regresión, son significativos; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

V...354-378

En esta quinta parte, reproducimos la sección D (INDUSTRIA DE ZONAS FRANCAS), del capítulo IX (INDUSTRIA MANUFACTURERA: EXPANSIÓN Y ESTANCAMIENTO), correspondiente al Tomo II, de nuestra investigación *El capitalismo dominicano*, subperíodo 1961-2010, desde la página 354 hasta la 378, versión física.

D. INDUSTRIA DE ZONAS FRANCAS

9.23 Estudio econométrico del PIB real de la industria de zonas francas

En esta ocasión correremos los siguientes modelos econométricos: PIB de la industria de zonas francas función del tiempo; PIB de la industria de zonas francas función del PIB total; y el PIB de la industria de zonas francas función del PIB de la industria azucarera y del PIB de la industria no azucarera.

9.23.1 Modelo econométrico de regresión lineal: PIB de la industria de zonas francas función del tiempo

El primer modelo econométrico que ensayaremos, para el estudio cuantitativo de la industria de zonas francas posttrujillista, es de regresión lineal, en el cual, tendremos una variable dependiente (PIB real de la industria de zonas francas) y una variable independiente (el tiempo). La ecuación de regresión que estimaremos es la siguiente: $IZF = \alpha + \beta t$, donde: IZF es el PIB real de la industria de zonas francas; α , el intercepto con el eje vertical, primer cuadrante, del sistema de coordenada; β , el coeficiente de la pendiente; t , el factor tiempo; μ , perturbación estocástica, que recoge las variables no explicitadas en el modelo de regresión lineal.

Las informaciones que se utilizarán para llevar a cabo los cálculos estadísticos, con el auxilio del paquete estadístico, conocido por las siglas de SPSS, se encuentran contenidas en el siguiente cuadro:

Cuadro 280
PIB real de la industria de zonas francas y el factor tiempo (1961-2010)
(%)

Año	PIB real de la IZF	Variable tiempo
1970	0,1	1
1971	0,3	2
1972	1,6	3
1973	1,7	4
1974	3,0	5
1975	5,4	6
1976	6,2	7
1977	8,3	8
1978	10,7	9
1979	13,1	10

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1980	15,2	11
1981	16,9	12
1982	17,3	13
1983	17,8	14
1984	23,8	15
1985	33,1	16
1986	47,4	17
1987	64,4	18
1988	79,2	19
1989	97,4	20
1990	111,1	21
1991	125,0	22
1992	130,7	23
1993	152,2	24
1994	163,4	25
1995	170,8	26
1996	169,9	27
1997	188,0	28
1998	202,4	29
1999	193,9	30
2000	202,8	31
2001	193,5	32
2002	178,2	33
2003	184,2	34

Fuente: Banco Central de la República Dominicana y la ONE.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Ecuación lineal	$AD=143,374+8.032t$
Error estándar	$ee= (15.252) (0.76)$
Valores t	$t= (9.401) (10.565)$
Valores p	$p= (0.000) (0.000)$
Coefficiente de determinación	$r^2= 0.78$
Coefficiente de correlación de Pearson	$r= 0.88$
Grados de libertad	$g \text{ de } l= 32$
Test de la F de Fisher	$F_{1,32}= 111.62$
Durbin Watson	$DW= 0.79$

Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 8.032, mide la pendiente de la recta, indica que dentro de un intervalo muestral de t entre 1 y 18, a medida que t se incrementa en un año, el incremento estimado en el AD es de 8.032 T.M. El coeficiente 143,374, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre AD de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de $r^2= 0.78$ significa que cerca del 78% de la variación en el AD, está explicado por el factor tiempo. El coeficiente

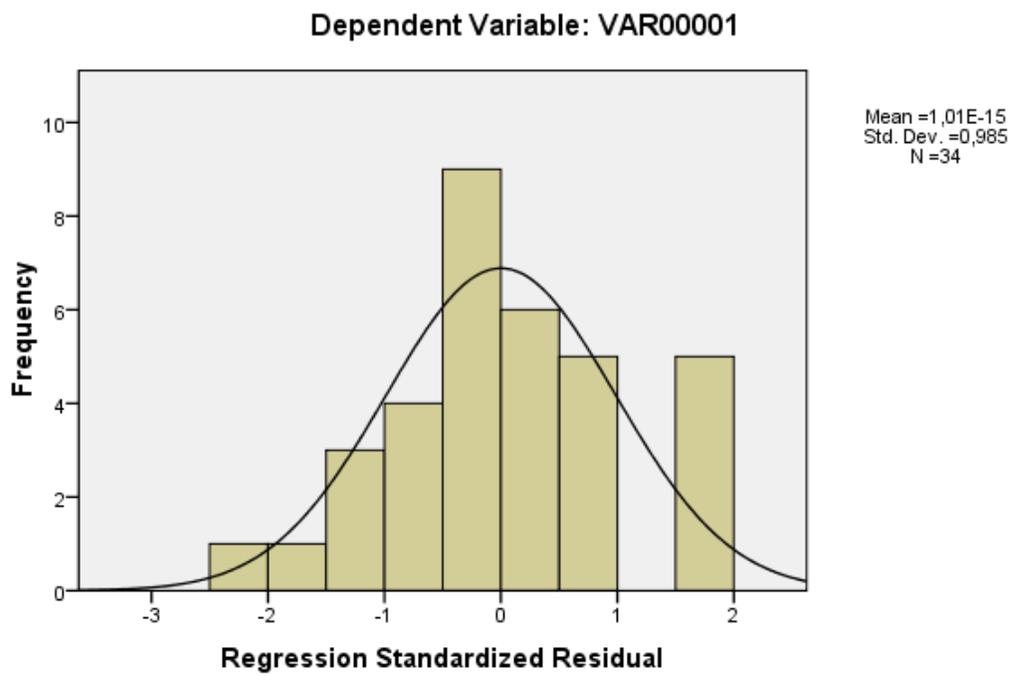
de correlación de Pearson, equivalente a 0.88 muestra que las dos variables, el AD y el tiempo, poseen una correlación positiva elevada.

En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados la bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 32 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 9.401 es 0 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 10.565 es 0. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 9.401 es 0; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es 0 por cada 10,000 casos; de aquí que podamos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es distinto a cero (0); es rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 10.565, es 0, luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es de 0 por cada 10,000 casos, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente a cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

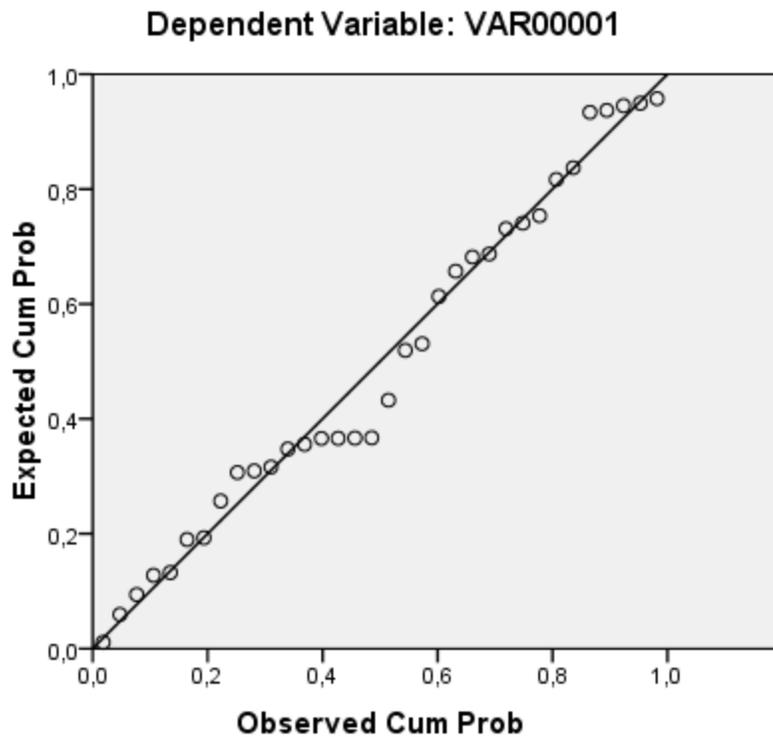
La razón de varianza, F, para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 32 en el denominador) para un nivel de significancia de 5%, arrojó un valor de $F_{1,32} = 4.152$ inferior a la obtenida, 111.16, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (0.79) se encuentra alejado de la vecindad de 2, lo que indica que hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre el AD y el factor tiempo. Igualmente, el término de perturbación estocástica, u, sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. También se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta grafica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u, y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciese a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u, están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Ahora veamos el cuadro y la gráfica que siguen:

Cuadro 281

Volumen de producción efectivo de arroz descascarado, volumen de producción estimado de arroz descascarado y valores residuales (1970-2003)

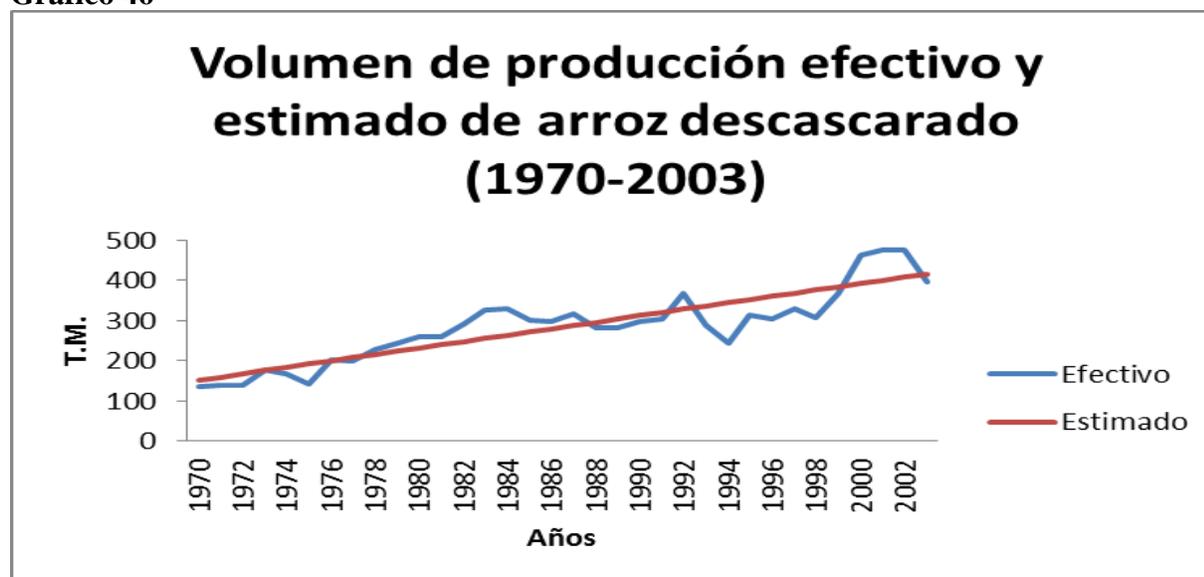
Año	Volumen de producción efectivo de arroz descascarado	volumen de producción estimado de arroz descascarado	Valores de μ
1970	136,50	151,41	-14,90600
1971	137,80	159,44	-21,63769
1972	139,10	167,47	-28,36937
1973	177,61	175,50	2,10594
1974	168,64	183,53	-14,89275
1975	142,10	191,56	-49,46743
1976	202,95	199,60	3,35188
1977	200,23	207,63	-7,40080
1978	228,16	215,66	12,50351
1979	244,88	223,69	21,18882

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1980	258,50	231,72	26,78114
1981	260,30	239,75	20,54445
1982	290,49	247,79	42,70676
1983	325,35	255,82	69,53508
1984	329,26	263,85	65,40839
1985	301,69	271,88	29,80371
1986	297,50	279,91	17,58702
1987	316,00	287,94	28,05333
1988	281,19	295,98	-14,79035
1989	282,03	304,01	-21,97804
1990	297,21	312,04	-14,83473
1991	303,01	320,07	-17,06041
1992	367,37	328,10	39,26190
1993	287,65	336,13	-48,48978
1994	244,34	344,17	-99,82747
1995	314,02	352,20	-38,18016
1996	303,01	360,23	-57,21784
1997	330,55	368,26	-37,71153
1998	308,49	376,29	-67,80621
1999	368,24	384,32	-16,08990
2000	463,66	392,36	71,29841
2001	475,18	400,39	74,79473
2002	474,96	408,42	66,53804
2003	395,65	416,45	-20,80265

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 46



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, el factor tiempo (variable independiente), durante el período 1970-2003, ejerció una influencia decisiva en la explicación de los valores asumidos por el PIB real de la industria de zonas francas (variable dependiente), en un 78%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, los coeficientes estimados, tanto el relativo a la constante como a la pendiente de la recta de regresión, son significativos; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

9.23.2 Modelo econométrico de regresión lineal: PIB de la industria de zonas francas función del PIB total

Ahora bien, en la generación de los valores del PIB real de la industria de zonas francas, durante el período bajo estudio, probablemente ejercieron influencia, sobre ellos, otras variables independientes; por consiguiente, ensayemos otros modelos econométricos, en el cual aparezcan explicitadas tales factores. En esta ocasión estudiaremos un modelo de regresión lineal, en el cual aparecerá una variable independiente, que es el PIB real de la República Dominicana. Dicho modelo se concretiza en esta ecuación: $IZF = a + bPIB + u$, donde: IZF es el PIB real de la industria de zonas francas; a, el intercepto con el eje vertical, primer cuadrante, del sistema de coordenada; b, el coeficiente de la pendiente; PIB, es el Producto Interno Bruto; u, perturbación estocástica, que recoge las variables no explicitadas en el modelo de regresión lineal.

Las informaciones que se utilizarán para llevar a cabo los cálculos estadísticos, con el auxilio del paquete estadístico, conocido por las siglas de SPSS, se encuentran contenidas en el siguiente cuadro:

Cuadro 282
PIB real de la industria de zonas francas y el PIB real total (1961-2010)

Año	PIB real de la IZF	PIB real total
1970	0,1	1485,5
1971	0,3	1647,0
1972	1,6	1818,2
1973	1,7	2052,7
1974	3,0	2175,9
1975	5,4	2288,9
1976	6,2	2442,9
1977	8,3	2564,6
1978	10,7	2619,5
1979	13,1	2738,2
1980	15,2	2956,4
1981	16,9	3082,9
1982	17,3	3135,3
1983	17,8	3280,4
1984	23,8	3321,5

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1985	33,1	3251,0
1986	47,4	3365,5
1987	64,4	3706,0
1988	79,2	3785,9
1989	97,4	3952,5
1990	111,1	3736,9
1991	125,0	3772,2
1992	130,7	4073,1
1993	152,2	4193,6
1994	163,4	4375,0
1995	170,8	4579,3
1996	169,9	4907,4
1997	188,0	5307,6
1998	202,4	5702,0
1999	193,9	6166,7
2000	202,8	6644,9
2001	193,5	6910,0
2002	178,2	7206,7
2003	184,2	7175,3

Fuente: Banco Central de la República Dominicana y la ONE.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Ecuación lineal	IZF= -87.219+0.044PIB
Error estándar	ee= (14.482) (0.003)
Valores t	t= (-6.023) (12.729)
Valores p	p= (0.000) (0.000)
Coefficiente de determinación	r ² = 0.83
Coefficiente de correlación de Pearson	r= 0.91
Grados de libertad	g de l= 32
Test de la F de Fisher	F _{1, 32} = 162
Durbin Watson	DW= 0.135

Bondad del ajuste. El coeficiente, de la recta de regresión, 0.044, mide la pendiente de la recta, indica que dentro de un intervalo muestral de t entre 1 y 34, a medida que el PIB se incrementa 1%, provoca que IZF aumente 0.044%. El coeficiente -87.219, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre IZF de todas las variables omitidas del modelo de regresión aplicado. El valor de r²= 0.83 significa que el 83% de la variación en el PIB real de la IZF, está explicado por el PIB real total. El coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.91 muestra que las dos variables, el PIB de la industria de zonas francas y el PIB total, poseen una correlación positiva elevada.

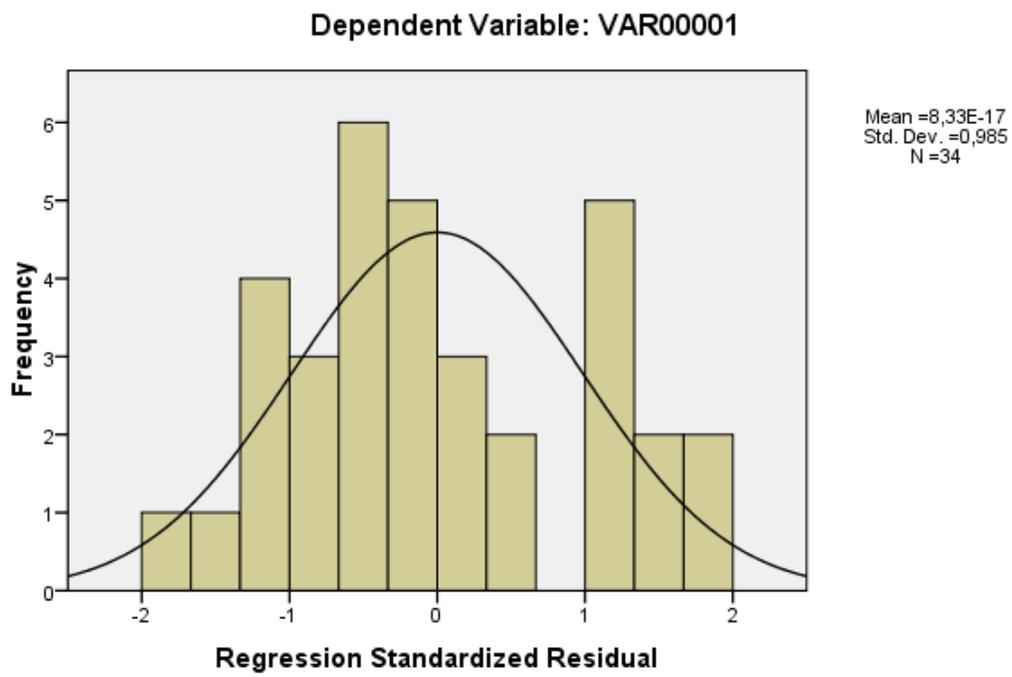
En el cuadro resumen, arriba presentado, que estamos discutiendo, las cifras contenidas en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión; las cifras del segundo conjunto son los valores t estimados y calculados la bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero; y las

cifras en el tercer conjunto de paréntesis, son los valores p estimados. Por consiguiente, para 32 grados de libertad, la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a -6.023 es 0 y la probabilidad de obtener un valor t mayor o igual a 12.729 es 0. En el primer caso, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a -6.023 es 0; si rechazamos la hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error de tipo I, es 0 por cada 10,000 casos; de aquí que podamos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es distinto a cero (0); es rechazada la hipótesis nula. En el segundo caso, la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente, es cero (0), la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 12.729 , es 0, luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es de 0 por cada 10,000 casos, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente a cero (0); queda rechazada la hipótesis nula.

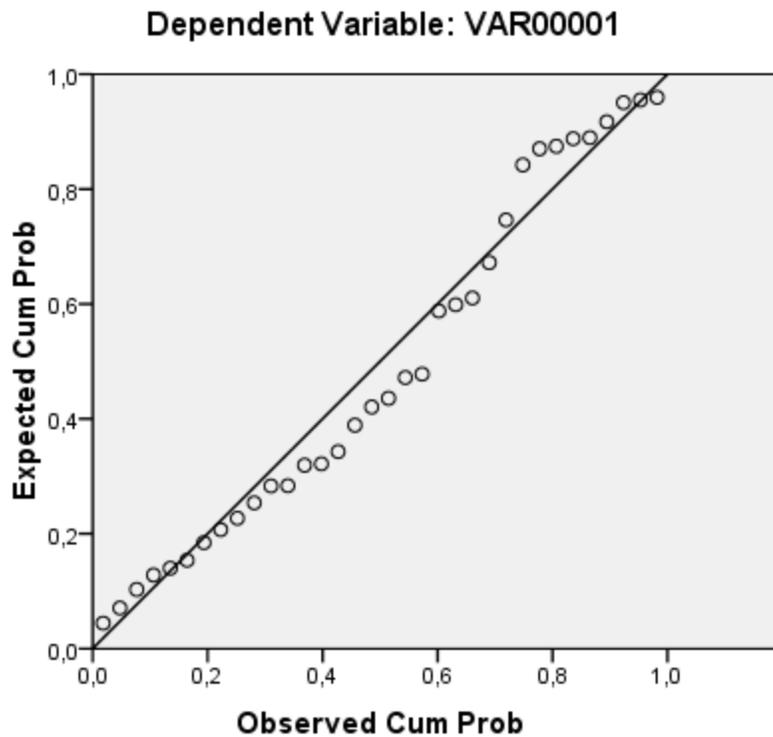
La razón de varianzas, F , para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 32 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,32} = 4.152$, obviamente inferior a la obtenida, 162, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (0.135) se encuentra alejado de la vecindad de 2, lo que indica que hay problemas de autocorrelación.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre el PIB real de la IZF y el PIB real total. Igualmente, el término de perturbación estocástica, u , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. También se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciese a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores del PIB real de la AI, tanto efectivos como estimados y los valores de u , así como su correspondiente gráfica.

Cuadro 283

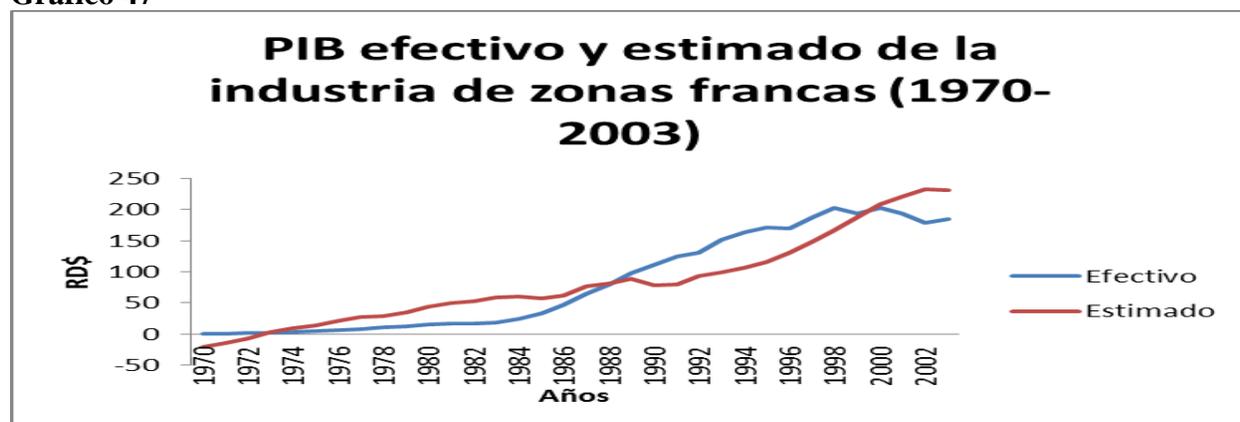
PIB real efectivo de la industria de zonas francas, PIB real estimado de la industria de zonas francas y valores residuales (1970-2003)

Año	PIB real efectivo de la industria de zonas francas	PIB real estimado de la industria de zonas francas	Valores de u
1970	,10	-21,22	21,32049
1971	,30	-14,05	14,34526
1972	1,60	-6,44	8,03906
1973	1,70	3,98	-2,27946
1974	3,00	9,45	-6,45308
1975	5,40	14,47	-9,07352
1976	6,20	21,32	-15,11554
1977	8,30	26,72	-18,42251
1978	10,70	29,16	-18,46165
1979	13,10	34,44	-21,33533

1980	15,20	44,13	-28,92967
1981	16,90	49,75	-32,84990
1982	17,30	52,08	-34,77796
1983	17,80	58,52	-40,72457
1984	23,80	60,35	-36,55059
1985	33,10	57,22	-24,11836
1986	47,40	62,31	-14,90545
1987	64,40	77,43	-13,03342
1988	79,20	80,98	-1,78327
1989	97,40	88,39	9,01491
1990	111,10	78,81	32,29373
1991	125,00	80,37	44,62540
1992	130,70	93,74	36,95681
1993	152,20	99,10	53,10315
1994	163,40	107,16	56,24379
1995	170,80	116,23	54,56700
1996	169,90	130,81	39,08995
1997	188,00	148,59	39,40959
1998	202,40	166,11	36,28691
1999	193,90	186,76	7,14090
2000	202,80	208,00	-5,20490
2001	193,50	219,78	-26,28295
2002	178,20	232,96	-54,76494
2003	184,20	231,57	-47,36988

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 47



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, el PIB real total (variable independiente), durante el período 1970-2003, ejerció una influencia decisiva en la explicación de los valores asumidos por el PIB real de la industria de zonas francas (variable dependiente), en un 83%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue

positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, los coeficientes estimados, tanto el relativo a la constante como a la pendiente de la recta de regresión, son significativos; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

9.23.3 Modelo de regresión múltiple: PIB de la industria de zonas francas función del PIB de la industria azucarera y del PIB de la industria no azucarera

Es interesante saber cómo el PIB de la industria de zonas francas se vio influido por la industria azucarera y la industria no azucarera. Veamos.

Tendremos un modelo econométrico, de carácter múltiple, es decir, que contenga más de una variable independiente. El PIB real de la IZF, será la variable dependiente; mientras que la IA y la INA, serán las variables independientes.

Las informaciones que se utilizarán para llevar a cabo los cálculos estadísticos, con el auxilio del paquete estadístico, conocido por las siglas de SPSS, se encuentran contenidas en el siguiente cuadro:

Cuadro 284
PIB real de la industria de zonas francas (IZF), industria azucarera (IA) e industria no azucarera (INA) (1970= 100)
(En millones de RD\$)

Años	PIB real de la IZF	IA	INA
1970	0,1	75,3	199,9
1971	0,3	82,0	228,7
1972	1,6	82,3	252,6
1973	1,7	82,8	296,8
1974	3,0	91,7	304,7
1975	5,4	88,1	335,0
1976	6,2	90,7	360,5
1977	8,3	96,0	379,1
1978	10,7	92,8	379,1
1979	13,1	92,5	399,2
1980	15,2	67,8	462,4
1981	16,9	93,1	451,4
1982	17,3	95,2	467,1
1983	17,8	81,0	487,1
1984	23,8	83,8	470,6
1985	33,1	61,6	453,4
1986	47,4	59,8	491,0
1987	64,4	60,6	549,4
1988	79,2	59,5	531,3
1989	97,4	57,0	546,7
1990	111,1	41,2	518,8

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

1991	125,0	45,9	517,8
1992	130,7	41,7	611,0
1993	152,2	46,6	594,3
1994	163,4	44,7	612,5
1995	170,8	39,4	621,5
1996	169,9	47,5	640,1
1997	188,0	51,3	682,5
1998	202,4	39,8	732,2
1999	193,9	30,0	809,1
2000	202,8	35,8	872,3
2001	193,5	38,6	864,5
2002	178,2	41,1	921,3
2003	184,2	40,6	884,8

Fuente: Banco Central de la República Dominicana y la ONE.

Resumen de los resultados del modelo estimado:

Modelo	Coefficientes	Error estándar	t	Probabilidad
Constante	105,969	36,526	2,901	,007
IA	-1,921	,308	-6,236	,000
INA	,190	,035	5,442	,000
Coefficiente de determinación r^2	0.92	-	-	-
Coefficiente de correlación de Pearson (r)	0.96	-	-	-
Grados de libertad	31	-	-	-
Test de la F de Fisher	181.382	-	-	-
Durbin Watson	0.918	-	-	-

Bondad del ajuste. La constante, 105.969, es la intercepción de la recta con el eje vertical del sistema de coordenadas e indica el efecto promedio sobre el PIB real de la IZF, de todas las variables no incluidas en el modelo de regresión múltiple aplicado; -1.921, representa el coeficiente de regresión parcial de la IA, de modo que mida el cambio en el valor de la media de IZF, por unidad de cambio en la IA, permaneciendo constante INA; de modo que por cada 100 pesos de aumento en la IA, permaneciendo constante INA, se debe producir una disminución de 1.921 pesos en IZF. Mientras que 0.19, mide el cambio en el valor de la media de IZF, por unidad de cambio en INA, permaneciendo constante IA; de modo que por cada 100 pesos de aumento en INA, permaneciendo constante IA, se debe producir un aumento de 19 pesos en IZF. El valor de $r^2 = 0.92$ significa que el 92% de la variación en el PIB real de la IZF, está explicado por las variables independientes explicitadas en el modelo. El coeficiente de correlación de

Pearson, equivalente a 0.96 muestra que las variables implicadas en el modelo, poseen una correlación positiva muy elevada.

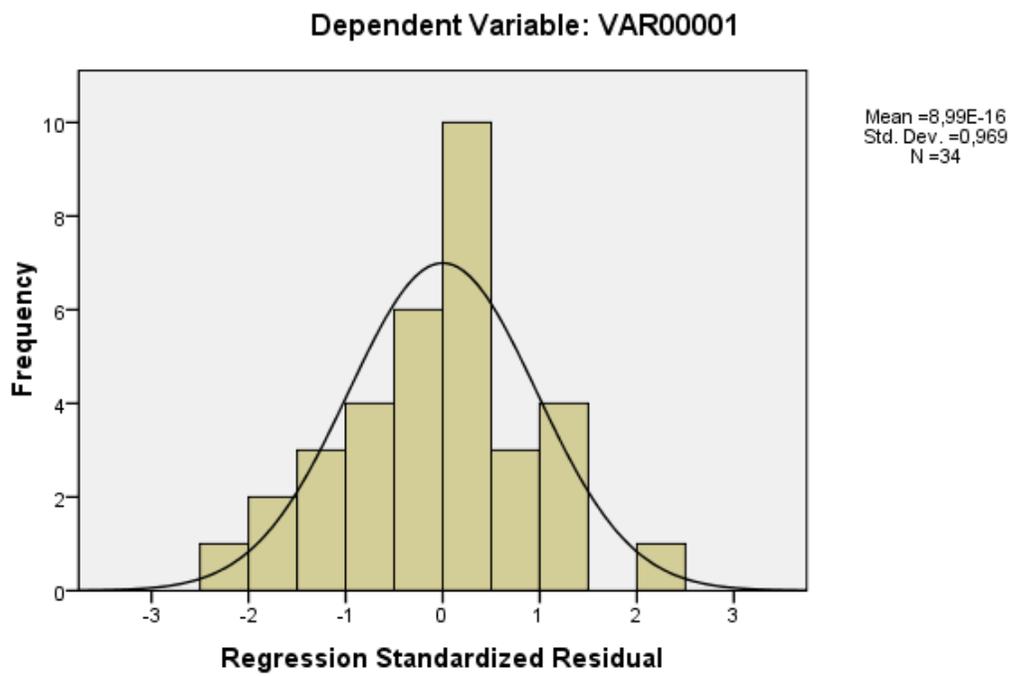
Pasemos a discutir la significancia estadística de los coeficientes de regresión parcial estimados, utilizando la prueba t, de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 31 grados de libertad. El coeficiente de regresión parcial correspondiente a la IA, equivale a -1.921; de lo que se trata es estudiar la propuesta de la hipótesis nula, en el sentido de que el verdadero valor de tal coeficiente es cero (0). Sabiendo que $t = -6,236$, debemos encontrar el t crítico, en la tabla de la prueba t, al nivel de significancia escogido (es decir la probabilidad de cometer un error de tipo I), 5%, que arroja un valor de ± 2.0399 , por consiguiente siendo el t calculado mayor que el t crítico, en términos absolutos, es decir $6,2360.757 > 2.0399$, se rechaza la hipótesis nula de que IA no tiene efecto alguno sobre IZF.

El coeficiente de regresión parcial correspondiente a INA, equivale a 0.19; de lo que se trata es estudiar la propuesta de la hipótesis nula, en el sentido de que el verdadero valor de tal coeficiente es cero (0). Sabiendo que $t = 5,442$, debemos encontrar el t crítico, en la tabla de la prueba t, al nivel de significancia escogido (es decir la probabilidad de cometer un error de tipo I), 5%, que arroja un valor de ± 2.0399 , por consiguiente, vistos estos valores, en términos absolutos y siendo el t calculado mayor que el t crítico, es decir $5.442 > 2.0399$, se rechaza la hipótesis nula de que INA no tiene efecto alguno sobre la IZF.

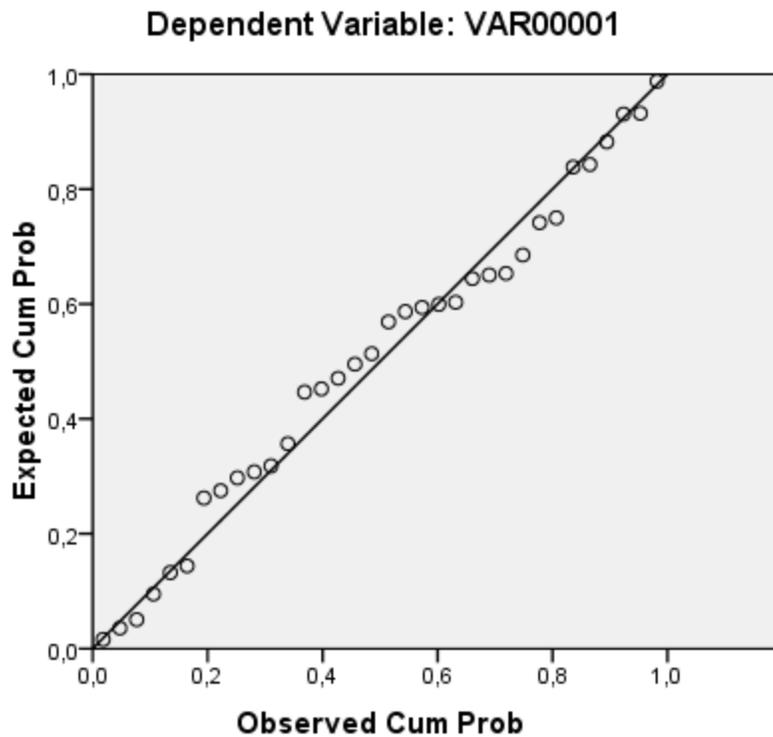
La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en numerador y 31 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,31} = 4.161$ obviamente inferior a la obtenida, 181.382, por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de las variables independientes sobre la dependiente. El estadístico Durbin Watson (0.918) se encuentra alejado de 2, lo que indica que los problemas de autocorrelación, pudieran estar presentes.

Finalmente, el modelo estimado, se puede decir que refleja adecuadamente el vínculo entre el PIB real de la IZF, por un lado, y las variables independientes, IA e INA, por el otro. Igualmente, el término de perturbación estocástica, μ , sus valores se distribuyen normalmente, según se ve en el histograma presentado abajo, en forma de campana. También se hizo la prueba de la gráfica de probabilidad normal. Esta gráfica recoge, en el eje horizontal, los valores del término de perturbación estimado, u , y sobre el eje vertical, se muestra el valor esperado de esta variable si estuviera normalmente distribuida. Luego, si la variable perteneciera a la población normal, la gráfica de probabilidad normal, sería una recta. En efecto obsérvese, en la gráfica citada, que los residuos, de nuestra u , están aproximadamente distribuidos normalmente.

Histogram



Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Veamos ahora los valores del PIB real de la industria de zonas francas, tanto efectivos como estimados y los valores de u , así como su correspondiente gráfica.

Cuadro 285

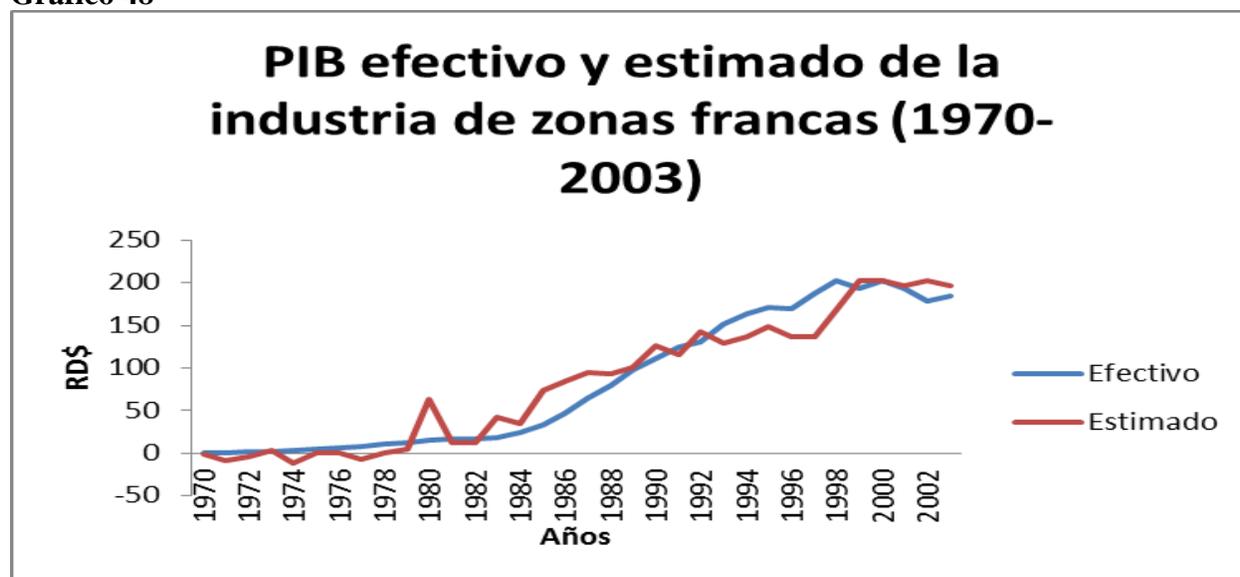
PIB real efectivo de la industria de zonas francas, PIB real estimado de la industria de zonas francas y valores residuales (1970-2003)

Año	PIB real efectivo de la industria de zonas francas	PIB real estimado de la industria de zonas francas	Valores de u
1970	,10	-0,66	,75781
1971	,30	-8,05	8,35092
1972	1,60	-4,08	5,68243
1973	1,70	3,36	-1,66205
1974	3,00	-12,23	15,23116
1975	5,40	0,45	4,95441
1976	6,20	0,30	5,89961
1977	8,30	-6,34	14,64313
1978	10,70	-0,20	10,89646
1979	13,10	4,20	8,89807

1980	15,20	63,66	-48,46446
1981	16,90	12,98	3,92441
1982	17,30	11,93	5,37272
1983	17,80	43,01	-25,20628
1984	23,80	34,49	-10,69036
1985	33,10	73,86	-40,76224
1986	47,40	84,47	-37,06962
1987	64,40	94,04	-29,63807
1988	79,20	92,71	-13,50917
1989	97,40	100,44	-3,03966
1990	111,10	125,48	-14,38352
1991	125,00	116,27	8,73457
1992	130,70	142,06	-11,35550
1993	152,20	129,47	22,73221
1994	163,40	136,58	26,82177
1995	170,80	148,47	22,32994
1996	169,90	136,45	33,45181
1997	188,00	137,21	50,78836
1998	202,40	168,75	33,64798
1999	193,90	202,20	-8,29923
2000	202,80	203,08	-,27625
2001	193,50	196,21	-2,71469
2002	178,20	202,21	-24,01347
2003	184,20	196,23	-12,03319

Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 48



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Resumiendo. La estimación del modelo de regresión lineal, vía el método de los mínimos cuadrados, nos permite subrayar las siguientes observaciones. Primera, el PIB de la industria azucarera y el PIB real de la industria no azucarera (variables independientes), durante el período 1970-2003, ejercieron una influencia decisiva en la explicación de los valores asumidos por el PIB real de la industria de zonas francas (variable dependiente), en un 92%. Segunda, la asociación, entre las citadas variables dependiente e independiente, fue positiva; de modo que cuando la independiente avanzaba, ocurría un tanto igual con la dependiente. Tercera, los coeficientes estimados, tanto el relativo a la constante como a la pendiente de la recta de regresión, son significativos; las pruebas estadísticas realizadas así los confirmaron. Cuarta, los valores residuales o términos estocásticos, se distribuyeron normalmente. Quinta, el modelo estimado es apropiado.

9.24 Datos estadísticos sobre el volumen de producción de la industria azucarera

Cuadro 286
Producción fabril de subproductos de la caña de azúcar (1970-2003)

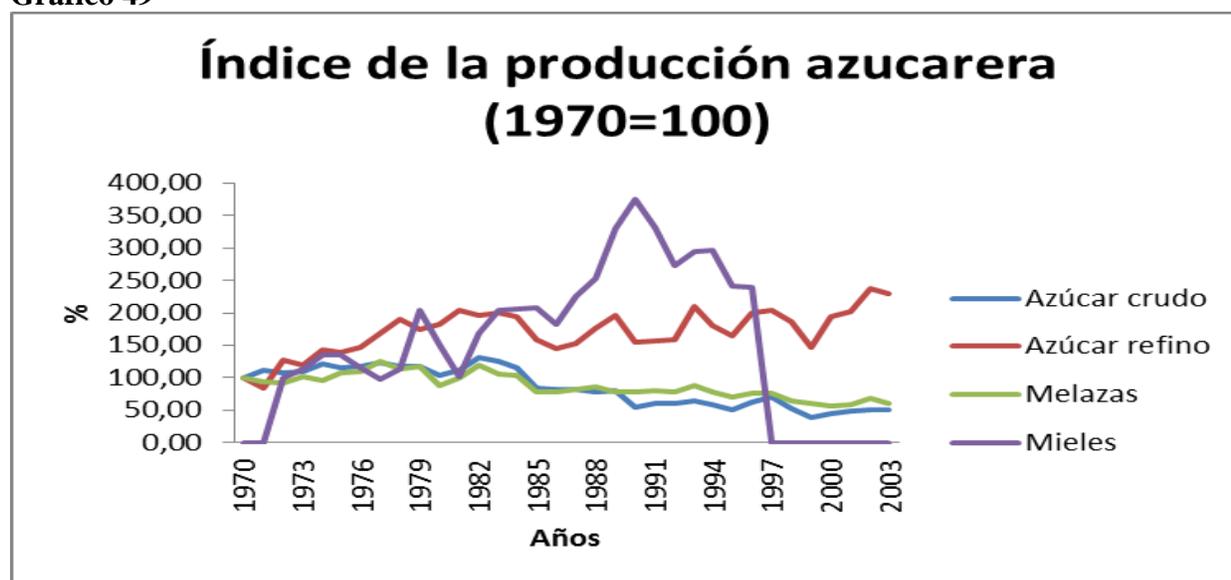
Año	Azúcar crudo (T.M.)	Azúcar refino (T.M.)	Melazas (Gls.)	Mieles (Gls.)
1970	984545	55745	63603385	-
1971	1098252	47237	60131119	-
1972	1067716	71318	58969089	1474211
1973	1076144	66775	64615588	1680409
1974	1194117	79367	61235038	2000389
1975	1135663	77156	68583297	1982474
1976	1167588	82079	70070806	1715793
1977	1221707	93753	80052390	1448372
1978	1164035	106142	72368236	1680398
1979	1166465	97394	74262854	3012395
1980	1018668	102051	56168586	2225768
1981	1108579	114023	63164246	1496348
1982	1284661	109570	75998355	2501337
1983	1238820	112061	67899651	2995884
1984	1130341	108460	65933832	3046620
1985	832405	88294	49520373	3062418
1986	813876	80493	49691146	2677591
1987	815549	85598	52052193	3337168
1988	776775	98871	54951026	3731338
1989	780985	109678	49850230	4875766
1990	537170	86588	50228785	5531832
1991	598988	87079	51613152	4896995
1992	594322	88575	50152680	4037517
1993	630812	117188	56120404	4346184
1994	582928	100632	49874659	4368067
1995	508314	91350	45329888	3560555
1996	619057	111864	48813539	3526320

1997	689596	113410	49002323	-
1998	510127	103640	41657832	-
1999	374267	81484	38.026140	-
2000	437874	107852	36443392	-
2001	482258	112730	36961318	-
2002	493598	132388	43691252	-
2003	496632	127688	38033422	-

Fuente: Banco Central de la República Dominicana y la ONE.

Los productos principales que provienen de la industria azucarera dominicana, son el azúcar crudo, azúcar refino, melazas y mieles. El comportamiento del volumen de producción del primero, azúcar crudo, retrata de cuerpo entero, la grave situación que atraviesa esta industria, en el período posterior a la liquidación de la tiranía trujillista. En los decenios de los sesenta y de los setenta, el volumen de producción de azúcar crudo, se mantuvo rondando el millón de toneladas métricas. Sin embargo, en la segunda mitad del decenio de los ochenta, se inicia su descenso vertiginoso para concluir en el año 2003, con una pírrica producción de cerca de ½ millón de T.M. una suerte análoga corrió el volumen de producción de melazas que habiendo alcanzado una producción entre 59 y 80 millones de galones, en el decenio de los setenta, cae al inicio del primer decenio del siglo XXI, a 38 millones de galones. En cambio, la producción de azúcar refino y de mieles, presenta un comportamiento distinto, caracterizado por un crecimiento sostenido. La primera comienza la década de los setenta con unas 56,000 T.M. y arriba, al año 2003, con 127,688, expresando un incremento porcentual de 129%. En lo que concierne a las mieles, en el lapso 1972-1996, su volumen de producción aumentó en un 138%.

Gráfico 49



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

9.25 Datos estadísticos sobre el volumen de producción de la industria no azucarera

Los bienes principales que provienen de la industria no azucarera, diferente al caso de la industria azucarera, alcanzaron volúmenes de producción cada vez más elevados en la serie histórica bajo estudio. Observemos:

Cuadro 287
Volumen de producción proveniente de la industria no azucarera (1970-2003)

Año	Arroz descascarado (T.M.)	Café descascarado (T.M.)	Harina y derivados (QQ.)	Aceite de soya (miles de KGS.)
1970	136500	45315	1210303	5524
1971	137800	43596	1336847	6451
1972	139100	48064	1427324	2992
1973	177607	58682	2130323	2453
1974	168640	54311	2183444	9599
1975	142097	51855	2655745	15988
1976	202948	56997	2577611	14831
1977	200227	60208	2725726	13346
1978	228163	43405	2590291	13202
1979	244880	60391	3028544	16992
1980	258504	60091	2540537	6833
1981	260299	54830	2325302	10615
1982	290493	63492	2595850	10432
1983	325353	68027	3874713	10628
1984	329258	72109	3736817	9610
1985	301685	66124	4664264	11075
1986	297500	68504	5192318	13064
1987	315998	67134	5644809	18500
1988	281186	67939	4902148	16060
1989	282030	64610	5951030	19561
1990	297205	44730	5200682	18815
1991	303011	41478	4826075	18972
1992	367365	42464	4995861	18208
1993	287645	37744	5105818	17769
1994	244339	37077	4956395	17727
1995	314018	44877	4082987	17049
1996	303012	41641	2411131	17186
1997	330550	41019	2456382	16275
1998	308487	44034	2702435	19611
1999	368235	39531	2211819	23965
2000	463655	41013	2452144	25978
2001	475183	41795	2700940	24887
2002	474958	43855	2568189	22921
2003	395649	37189	2303940	21695

Continuación...

Año	Pastas alimenticias (Miles de KGS.)	Leche pasteurizada (Miles de litros)
1970	14097	15092
1971	17185	19537
1972	17668	23448
1973	19412	25667
1974	19987	36810
1975	20263	40689
1976	19836	48063
1977	22184	44376
1978	21531	53426
1979	25022	50127
1980	16329	48611
1981	15580	56744
1982	16883	57568
1983	17917	50872
1984	18108	38011
1985	18975	31071
1986	20124	33902
1987	18331	37744
1988	16122	22086
1989	16186	22698
1990	12167	24289
1991	12216	19912
1992	14142	18886
1993	15019	22027
1994	15404	29702
1995	15044	30406
1996	15312	25366
1997	21775	28397
1998	25141	32953
1999	23743	39658
2000	26391	56669
2001	24236	62477
2002	18944	68388
2003	15220	79013

Continuación...

Años	Ron (Miles de litros)	Cerveza (Miles de litros)	Cigarrillos (Miles de cajas de 20 unidades)
1970	9981	29398	102607
1971	9850	33663	109958
1972	10863	38242	115543
1973	11358	37464	123253

Linares

1974	13210	37112	153351
1975	14881	33917	189845
1976	17813	34945	232339
1977	17497	51893	218320
1978	18095	58359	134012
1979	18820	66337	136620
1980	17957	77994	222413
1981	19426	84092	222537
1982	22292	86263	221051
1983	22373	98544	208828
1984	26423	94520	184174
1985	24485	103344	196252
1986	29324	109898	204013
1987	34418	120818	216475
1988	31630	143509	247106
1989	35574	144637	237910
1990	40958	139888	236761
1991	38138	145942	208495
1992	45516	205656	221982
1993	44027	183684	217804
1994	43695	218958	224890
1995	41287	204037	203511
1996	44714	220059	203379
1997	42729	259323	198616
1998	41448	299301	205185
1999	43395	330138	209200
2000	44856	366926	194884
2001	45179	317596	166896
2002	49003	355384	175433
2003	49304	355262	173462

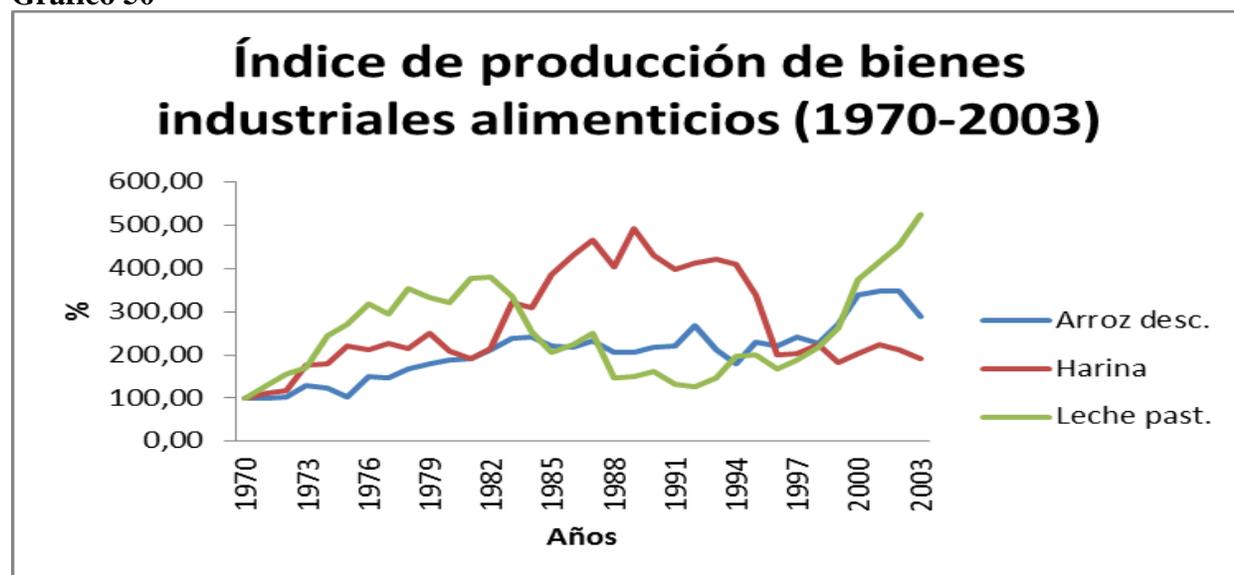
Conclusión...

Años	Cemento (T.M.)	Varilla (T.M.)	Pintura (T.M.)	Neveras (Unidades)
1970	485633	23.553	280.271	-
1971	593954	43.383	321.382	-
1972	674927	35.170	330.412	-
1973	581910	35.531	430.732	-
1974	596542	35.483	349.275	-
1975	578025	49.054	406.271	-
1976	664175	34.959	505.549	-
1977	874863	48.922	488.529	-
1978	866847	53.568	550.350	-
1979	886032	37.169	684.606	-
1980	1.014753	50.901	750.334	48.000

1981	951866	50.322	526.943	35.706
1982	948543	54.961	542.734	35.349
1983	1103952	76261	593314	34032
1984	1142938	78718	546405	16280
1985	997104	73503	655866	14395
1986	939435	100025	828515	20644
1987	1186499	119977	969983	29571
1988	1222124	112759	974621	21660
1989	1273560	148172	1047194	19822
1990	1193540	95589	767187	10974
1991	1234832	52330	873549	7317
1992	1364842	103023	1026078	8590
1993	1270911	109640	1046876	6691
1994	1302829	105360	1186917	3085
1995	1478162	127400	1100153	-
1996	1641834	153500	1181793	-
1997	1822336	185735	1316496	-
1998	1871455	220300	1421938	-
1999	2283290	285781	1578827	-
2000	2505461	306034	1843774	-
2001	2745980	344926	1848480	-
2002	3050430	461111	1779283	-
2003	2906699	472458	1387192	-

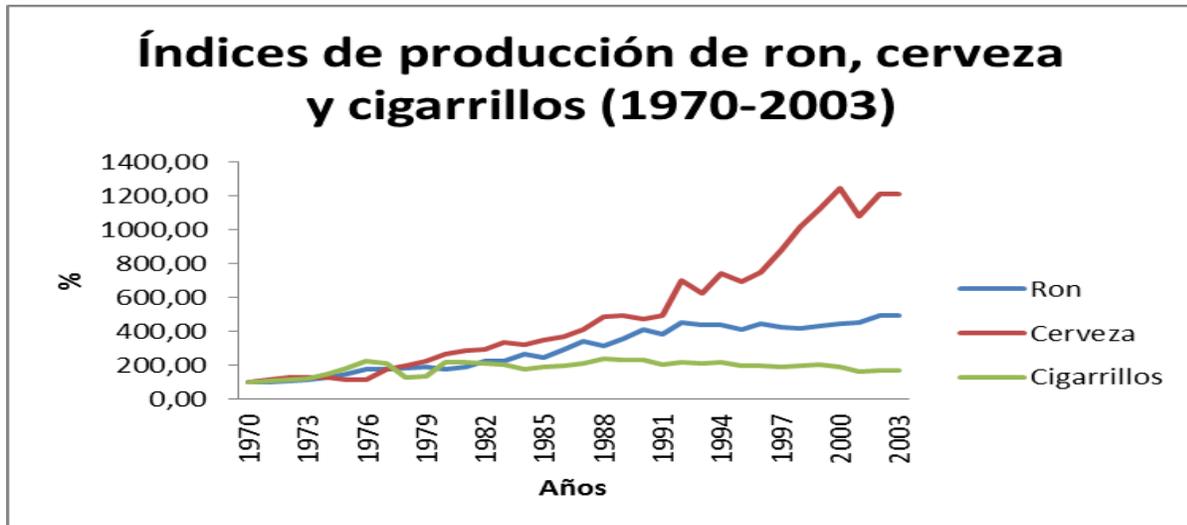
Fuente: Banco Central de la República Dominicana y la ONE.

Gráfico 50



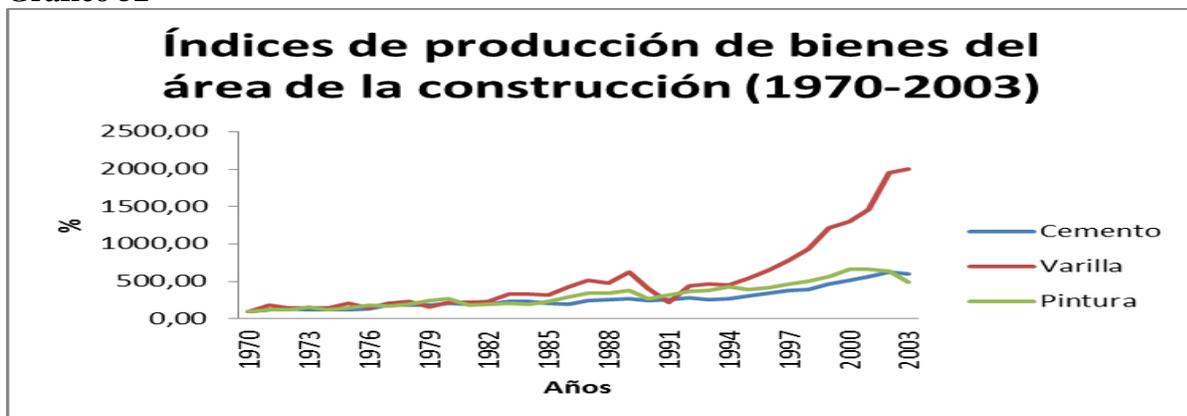
Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 51



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Gráfico 52



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

Productos alimenticios como el arroz descascarado, harina, aceite de soya y leche pasteurizada, sus volúmenes de producción alcanzaron magnitudes muy elevadas, por tanto, los incrementos porcentuales experimentados, por los mismos, fueron muy destacados. En el renglón del ron, cervezas y cigarrillos, igualmente la expansión fue muy potente. Los bienes relacionados con el área de la construcción, tales como el cemento, las varillas y la pintura, mantuvieron permanentemente un auge a nivel de la producción.

9.26 Datos estadísticos sobre el volumen de producción de la industria de zonas francas

En el año 1970 fue registrada una cantidad de 2 empresas de zonas francas; desde aquél año, su expansión fue vigorosa. Citemos sus saltos cuantitativos: en el decenio de los setenta se expandió en 2,950%; en el de los ochenta, 321.13%; en el de los noventa, 46.22%; y en el primer decenio del presente siglo, 15%.

Cuadro 288
Movimiento industrial de las zonas francas (1970-2010)
(En RD\$)

Año	Número de empresas	Empleados	Gastos locales (Millones de US\$)	Exportaciones (Millones de US\$)
1970	2	108	n/d	n/d
1971	5	323	n/d	n/d
1972	10	1724	n/d	n/d
1973	15	1832	n/d	n/d
1974	22	3234	n/d	n/d
1975	29	5821	n/d	n/d
1976	33	6683	n/d	n/d
1977	39	8948	n/d	n/d
1978	48	11534	n/d	n/d
1979	61	14118	n/d	n/d
1980	71	16377	44,5	117,1
1981	77	18211	57,6	128,2
1982	87	18648	61,1	155,1
1983	101	19189	61,9	181,2
1984	120	25657	52,1	195,7
1985	136	35683	44,6	214,7
1986	156	51098	88,5	246,2
1987	199	69425	98,1	332,3
1988	220	85380	130,0	519,9
1989	299	105000	191,3	735,3
1990	331	119769	196,1	838,6
1991	366	135292	249,9	1052,8
1992	404	140849	305,7	1194,2
1993	462	164296	401,0	2511,1
1994	476	176311	441,4	2716,1
1995	469	165571	509,0	2907,4
1996	436	164639	545,0	3107,3
1997	446	182174	701,0	3596,4
1998	496	195193	826,5	4100,0
1999	484	189458	887,3	4331,5
2000	481	195262	1018,6	4770,6
2001	512	175078	977,9	4481,6
2002	520	170833	886,5	4317,3
2003	531	173367	810,8	4398,7
2004	469	189853	863,36	4685,24
2005	556	154781	1005,43	4749,65
2006	555	148411	973,70	4678,6
2007	526	128002	1010,89	4525,2
2008	525	124517	954,3	4354,1
2009	553	112618	959,0	3793,5

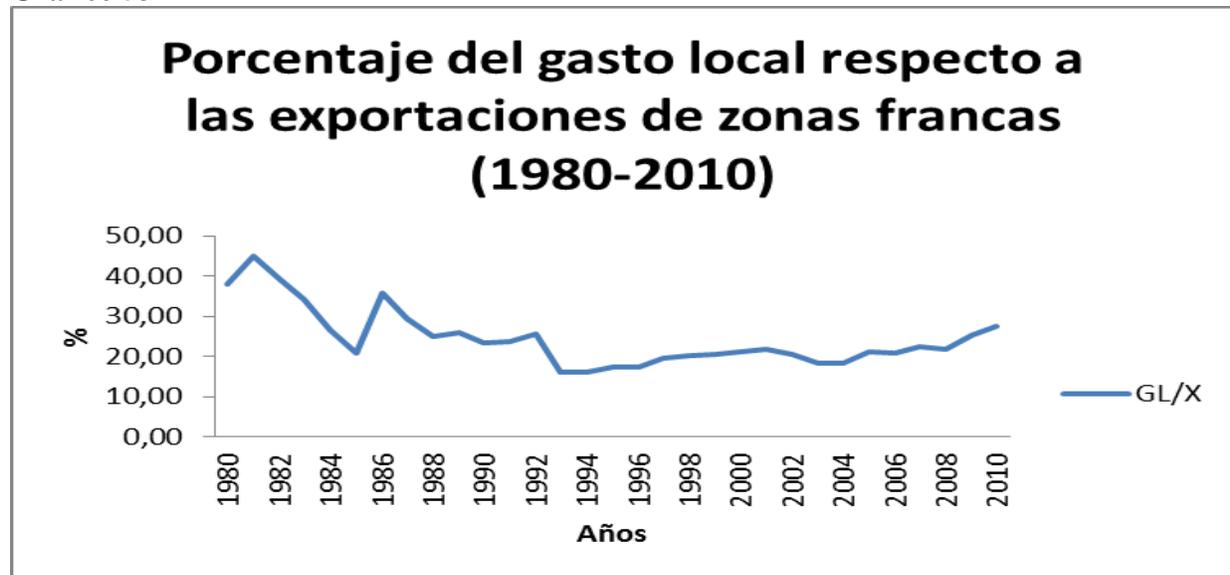
2010	555	121001	1123	4080,1
------	-----	--------	------	--------

Fuente: Banco Central de la República Dominicana y la ONE.

El número de empleados, igualmente, experimentó saltos formidables; en el decenio de los setenta, el salto fue espectacular, pues de 108 empleados, en el año 1970 pasa a 14.118, en el 1979, incrementándose en 12,972.22%; en los decenios subsiguientes, siguió la ruta expansiva, pero en el primer decenio del siglo presente, ha entrado en un proceso agudo de retroceso. Otros renglones fundamentales como el gasto local, en que incurren las empresas de zonas francas y las rentas obtenidas vía las exportaciones, han experimentados ascensos muy notables también. El primer renglón, durante la serie histórica, 1980-2010, se incrementó en 2,423.6%, mientras que el segundo, lo hizo en 3,384.29%.

Por otra parte, si los gastos locales en que incurre la industria zonafranquera, para llevar a cabo el proceso productivo, son relacionados con los valores generados por sus exportaciones, notamos que dicha proporción muestra una tendencia decreciente, con el paso de los años, lo que implica una transferencia masiva de rentas locales hacia los empresarios, en perjuicio del proletariado zonafranquero. Miremos esta gráfica:

Gráfico 53



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

VI...414-445

En esta sexta parte, reproducimos fragmentos del capítulo X, comenzando en el acápite 10.7.2.8. Modelos econométricos, proyecciones y análisis de sensibilidad ocupacional, página 414, hasta el acápite 10.8.2.5.6 Trayectoria temporal del desempleo, inclusive, página 445, correspondiente al Tomo II, de nuestra investigación *El capitalismo dominicano*, subperíodo 1961-2010, versión física.

10.7.2.8 Modelos econométricos, proyecciones y análisis de sensibilidad ocupacional

Ahora procederemos a exponer un modelo de regresión lineal, del tipo log-lineal, con el objeto de verificar la elasticidad producto-empleo, con informaciones del Banco Central, correspondiente al período 1991-2000.

$$L = a\text{PIBR}^b,$$

Donde

L= empleos;

PIBR= producto interno bruto real;

a= constante;

b= elasticidad del empleo con respecto al producto agregado;

En esta función, $L = a\text{PIBR}^b$ es evidente que la relación entre el empleo, con el producto agregado, es no lineal. Empero, si se transforma, dicho modelo, mediante la función logarítmica, obtenemos:

$$\ln L = \ln(a) + (b)\ln \text{PIBR}$$

Luego, el modelo que estamos ensayando, adquiere los ribetes propios de un modelo lineal en los parámetros, y por tanto de regresión lineal, del tipo log-lineal.

Estos fueron los resultados:

1) Ecuación lineal estimada	$\ln L = \ln 3.963 + 0.4 \ln \text{PIBR}$
2) Error estándar estimado	ee= (0.255) (0.032)
3) Valores t estimados	t= (15.539) (12.326)
4) Valor de probabilidad	p= (0.000) (0.000)
5) Coeficiente de correlación de Pearson	CCP= 0.892
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.796$
7) Grados de libertad	g de l= 39
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,39} = 151.936$
9) Durbin Watson	DW= 0.336

Bondad del ajuste. Bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 15.539 es 0.000.

Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es cero; de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es distinto de cero; queda rechazada la hipótesis nula.

En el caso de la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la pendiente es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 12.326, es 0.000. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es cero, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula.

El r^2 indica que el 79.6% de las variaciones de la variable dependiente viene explicado por la variable independiente.

La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 39 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de $F_{1,39} = 4.089$, inferior a la F calculada (151.936), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente.

En la función estimada, b, equivale a 0.41, y representa la elasticidad del empleo, con respecto al producto agregado, es decir, mide el cambio porcentual en el empleo (0.41%) debido, a una variación del 1% en la variable independiente, quiere decir que el empleo es inelástico con respecto al cambio en el producto.

Este tipo de hallazgo habitualmente no es ponderado en las publicaciones del Banco Central.

Entrado el siglo XXI, nuevas investigaciones al respecto son también contundentes. “Entre 1991 y 2006, -dice el PNUD- el Producto Interno Bruto (PIB) se multiplicó por 2.55 mientras que el empleo generado aumentó sólo 1.58 veces. Estos valores denotan una elasticidad empleo/producto promedio de 0.52, es decir, por cada uno por ciento de crecimiento del PIB, la cantidad de personas ocupadas apenas crecía a la mitad. Cálculos más refinados de la SEEPyD

confirman esta tendencia. En efecto, con base en los datos de panel para el período 1991-2006, se pudo calcular la variación en las elasticidades empleo/producto por sector económico y por período quinquenal. La conclusión es que la elasticidad empleo/producto decreció quinquenalmente entre 1991-1995 y 2000-2006, y en el último período llegó a ser menor a una quinta parte del primero (...)³⁷ (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

En referencia precisamente al estudio a que hace alusión, arriba, el PNUD, en la página 97 de *Política social. Capacidades y derechos*, encontramos un cuadro, Anexo V.1, referido a la elasticidad empleo/producto en la economía dominicana (1991-2006), donde aparecen cifras escalofrantes: para el período 1991-1995, el coeficiente elasticidad empleo/producto fue de 0.80217, desciende a 0.66497 para el período 1996-1999 y se desploma a 0.14032 para el período 2000-2006, es decir, frente al crecimiento en 1%, por ejemplo, del PIB, el empleo aumentaría en 0.8% en el período 1991-1995, pero ya en el período 2000-2006, el crecimiento del PIB en 1%, apenas generaba un aumento de 0.14% en el empleo. El aumento del empleo es prácticamente insensible al crecimiento del producto agregado.

10.8.2.3.1 Modelo lineal para la primera versión de la curva de Phillips (1966-2007)

El primer modelo que vamos a ensayar para el caso dominicano, es el que emerge de la primera versión de la curva de Phillips. La ecuación de esta primera versión es la siguiente:

$$\pi_t = \beta_1 + \beta_2 UN_t + u_t$$

Donde,

- π_t = tasa real de inflación en el tiempo t
- UN_t = tasa real de desempleo en el tiempo t
- β_1, β_2 = parámetros
- u_t = término estocástico

Resultados:

Ecuación estimada	$\pi_t = 1.182 + 0.696(UN_t)$
ee	(11.668) (0.629)
t	(0.101) (1.106)
p	(0.92) (0.275)
r^2	0.03
r	0.172
F	1.223
p	0.275

Discusión. En primer lugar, el coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a 0.172, posee signo positivo, es decir, sugiere una correlación positiva entre inflación y paro, cuando debiera

³⁷ PNUD, publicación citada, p. 5.

ser todo lo contrario. Igualmente, el coeficiente de la pendiente es positivo, 0.696, cuando debiera dar negativo. Dichos resultados contradicen la teoría.

En segundo lugar, el coeficiente de determinación (r^2), equivalente a 0.03, es extremadamente bajo; indica de hecho ausencia de determinación de la inflación por el paro.

En tercer lugar, la razón de varianzas, F, equivalente a 1.223, no posee significación estadística debido a que el p-valor, 0.275, es mayor que 0.05, luego queda validada la hipótesis nula de que la variable independiente, el paro, no ejerce influencia alguna sobre la variable dependiente, la inflación.

En cuarto lugar, los parámetros estimados presentan la siguiente situación: la constante, equivalente a 1.182, carece de significación estadística al 95% (nivel de confianza), con lo que se valida la hipótesis nula de que vale cero (0), ya que su p-valor, equivalente a 0.92 es mayor que 0.05, igualmente, el coeficiente de la pendiente, 0.696, también carece de significación estadística al 95% (nivel de confianza), con lo que se valida la hipótesis nula de que vale cero (0), ya que su p-valor, equivalente a 0.275 es mayor que 0.05

En quinto lugar, si el coeficiente de la pendiente da positivo, ello quiere decir que cuando el paro aumenta la inflación aumenta también, y cuando el paro disminuye la inflación disminuye también. Resulta, pues, un choque directo con el fundamento de la relación de Phillips.

10.8.2.3.2 Modelo recíproco para la primera versión de la curva de Phillips

La primera versión de la curva de Phillips, también la vamos a expresar en un modelo de tipo recíproco o inverso:

$$\pi = \beta_1 + \beta_2(1/X) + u_t$$

Al escribir el modelo recíproco en la forma estándar, se obtiene la siguiente ecuación de estimación:

$$\pi_t = \beta_1 + \beta_2(1/UN_t) + u_t.$$

Resultados:

Ecuación estimada	$\pi_t = 224.844(1/UN_t)$
ee	(40.705)
t	(5.524)
p	0.000
r^2	0.427
r	0.653
F	30.511
p	0.000

Discusión. En primer lugar, dado que β asume un valor positivo, cuando la ecuación estimada es diferenciada, irremisiblemente el coeficiente de la pendiente será negativo. Y es que se trata de

un modelo inverso. De suyo, la curva que surja de allí tendrá un parecido a la de Phillips. En otras palabras:

$$dTI/dUN_t = (d(-5.597)/dUN_t + UN_t * d(100.733)/dUN_t - (100.733) * dUN_t/dUN_t) / (UN_t)^2 = -100.733 / (UN_t)^2.$$

En segundo lugar, el coeficiente de determinación (r^2), equivalente a 0.427, asume un valor adecuado. Representa una notable mejoría, cuando la ecuación es estimada con la constante.

En tercer lugar, la razón de varianzas, F, equivalente a 30.511, posee significación estadística debido a que el p-valor, 0.000, es menor que 0.05, luego queda rechazada la hipótesis nula de que la variable independiente, el recíproco de la tasa de paro, no ejerce influencia alguna sobre la variable dependiente, la tasa de inflación.

En cuarto lugar, β que equivale a 224.844, tiene significación estadística al 95% (nivel de confianza), con lo que se rechaza la hipótesis nula de que vale cero (0), ya que su p-valor, equivalente a 0.000 es menor que 0.05.

De modo que, en el caso dominicano, para el modelo recíproco, la relación de Phillips, en su versión primera, arroja resultados acorde con la teoría.

10.8.2.3.3 Modelo lineal para la segunda versión de la curva de Phillips

Ésta se expresa en un modelo de tipo lineal, de la forma:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \beta_1 + \beta_2 UN_t + u_t$$

Donde

π_t = tasa real de inflación en el tiempo t.

π_{t-1} = tasa de inflación esperada (tasa real de inflación del año anterior).

UN_t = tasa real de desempleo en el tiempo t.

β_1, β_2 = parámetros

u_t = término error estocástico.

Resultados:

Ecuación estimada	$\pi_t - \pi_{t-1} = 6.192 - 0.332(UN_t)$
ee	(12.043) (0.649)
t	(0.514) (-0.512)
p	(0.61) (0.610)
r^2	0.006
r	-0.081
F	0.262
p	0.612

Discusión. En primer lugar, el coeficiente de correlación de Pearson, equivalente a -0.081 , posee signo negativo, es decir, sugiere una correlación negativa entre inflación y paro, de conformidad a la teoría phillipsiana. Igualmente, el coeficiente de la pendiente es negativo, -0.332 , de modo que cuando el desempleo aumenta 1% , se produce una reducción de 0.332% en la variación de la tasa de inflación. Dichos resultados son compatibles con la teoría.

En segundo lugar, el coeficiente de determinación (r^2), equivalente a 0.61% , es extremadamente bajo; indica de hecho ausencia de determinación de la inflación por el paro.

En tercer lugar, la razón de varianzas, F , equivalente a 0.262 , no posee significación estadística debido a que el p -valor, 0.612 , es mayor que 0.05 , luego queda validada la hipótesis nula de que la variable independiente, el paro, no ejerce influencia alguna sobre la variable dependiente, la inflación.

En cuarto lugar, los parámetros estimados presentan la siguiente situación: la constante, equivalente a 6.192 , carece de significación estadística al 95% (nivel de confianza), con lo que se valida la hipótesis nula de que vale cero (0), ya que su p -valor, equivalente a 0.61 es mayor que 0.05 , igualmente, el coeficiente de la pendiente, -0.332 , también carece de significación estadística al 95% (nivel de confianza), con lo que se valida la hipótesis nula de que vale cero (0), ya que su p -valor, equivalente a 0.61 es mayor que 0.05 .

De modo que, en el caso dominicano, para el modelo lineal, la relación de Phillips, en su versión segunda, arroja resultados dispares. La relación entre la variación de la tasa de inflación y la tasa de paro, es negativa. Ello está conforme con la teoría, en cambio las demás estimaciones carecen de significación estadística. Sus resultados son pues desastrosos.

A partir de la ecuación estimada podemos calcular la tasa de desempleo natural subyacente, como diría Gujarati, en la economía dominicana, del modo siguiente:

$$U^n = \beta_1 \text{estimada} / -\beta_2 \text{estimada} = 6.192 / -(-0.332) = 18.65.$$

Aquel resultado indica que la tasa natural de desempleo en la República Dominicana es 18.65% .

10.8.2.3.4 Modelo recíproco para la segunda versión de la curva de Phillips

La segunda versión de la curva de Phillips, también la vamos a expresar en un modelo de tipo recíproco o inverso:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2(1/X) + u_t$$

Al escribir el modelo recíproco en la forma estándar, se obtiene la siguiente ecuación de estimación:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \beta_1 + \beta_2(1/UN_t) + u_t.$$

Resultados:

Ecuación estimada	$\pi_t - \pi_{t-1} = -5.597 + 100.733(1/UNt)$	
ee	(212.917)	(12.358)
t	0.473	-0.453
p	(0.639)	(0.653)
r ²	0.06	
r	0.075	
F	0.224	
p	0.639	

Discusión. En primer lugar, dado que β_2 asume un valor positivo, cuando la ecuación estimada es diferenciada, irremisiblemente el coeficiente de la pendiente será negativo. Y es que se trata de un modelo inverso. De suyo, la curva que surja de allí tendrá un parecido a la de Phillips. En otras palabras:

$$d\pi/dUNt = (d(-5.597)/dUNt + UNt*d(100.733)/dUNt - (100.733)*dUNt/dUNt)/(UNt)^2 = -100.733/(UNt)^2.$$

En segundo lugar, el coeficiente de determinación (r^2), equivalente a 0.06, es extremadamente bajo; indica de hecho ausencia de determinación de la inflación por el paro.

En tercer lugar, la razón de varianzas, F, equivalente a 0.224, no posee significación estadística debido a que el p-valor, 0.639, es mayor que 0.05, luego queda validada la hipótesis nula de que la variable independiente, el paro, no ejerce influencia alguna sobre la variable dependiente, la inflación.

En cuarto lugar, los parámetros estimados presentan la siguiente situación: la constante, equivalente a -5.597, carece de significación estadística al 95% (nivel de confianza), con lo que se valida la hipótesis nula de que vale cero (0), ya que su p-valor, equivalente a 0.639 es mayor que 0.05, igualmente, el coeficiente de la pendiente, 100.733, también carece de significación estadística al 95% (nivel de confianza), con lo que se valida la hipótesis nula de que vale cero (0), ya que su p-valor, equivalente a 0.653 es mayor que 0.05.

De modo que, en el caso dominicano, para el modelo lineal, la relación de Phillips, en su versión segunda, arroja resultados dispares. La relación entre la variación de la tasa de inflación y el recíproco de la tasa de paro, es negativa. Ello está conforme con la teoría, en cambio las demás estimaciones carecen de significación estadística. Sus resultados son pues desastrosos.

La ecuación estimada indica que en el supuesto que la tasa de desempleo aumentase de manera indefinida, el máximo cambio que se operaría en la tasa de inflación, hacia abajo, sería de 5.597%. Como se trata de un modelo recíproco, teniendo un valor positivo el coeficiente de $(1/UNt)$, es decir, 18.689, implica que la tasa de cambio de la inflación con respecto al paro es negativa.

Resumiendo. La relación de Phillips, primera versión, a través de un modelo lineal, donde la variable dependiente es la tasa de inflación y la variable independiente es la tasa de desempleo, en el período 1966-2007, para la economía dominicana, carece de validez. En cambio, para el

modelo recíproco o inverso, se obtuvieron resultados acordes con la teoría económico-matemática, dando un ajuste adecuado de la curva. La relación de Phillips, segunda versión, a través de un modelo lineal, donde la variable dependiente es la variación de la tasa de inflación y la variable independiente es la tasa de desempleo, en la economía dominicana, en el período 1966-2007, en este caso, la discusión es innecesaria. Los resultados fundamentales carecen de significación estadística. Lo mismo sucedió cuando fue aplicado el modelo recíproco o inverso.

10.8.2.4 Ecuaciones diferenciales y la relación de Phillips en la economía dominicana

Una ecuación diferencial es aquella que contiene funciones derivadas. *“En las ciencias y la ingeniería se desarrollan modelos matemáticos para comprender mejor los fenómenos físicos. Con frecuencia, estos modelos producen una ecuación que contiene algunas derivadas de una función incógnita. Esta ecuación es una ecuación diferencial (...)”*³⁸ (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

En este epígrafe, los fenómenos de la inflación y el desempleo (relación de Phillips), serán estudiados a partir de la perspectiva del tiempo continuo.

Estructuración del modelo. El modelo consta de tres ecuaciones, que son las siguientes:

I) $p = \alpha - T - \beta(UN) + g\pi$; $(0 < g \leq 1)$; $(\alpha, \beta > 0)$; (relación de Phillips con expectativas)

II) $d\pi/dt = j(p - \pi)$; $(0 < j \leq 1)$; (expectativas adaptativas)

III) $dU/dt = -k(m - p)$; $(k > 0)$; (política monetaria)

Donde:

p = tasa real de inflación

T = incremento de la productividad laboral

π = tasa esperada de inflación.

UN = tasa de desempleo

Discusión acerca de la estructura del modelo. La primera ecuación expresa una relación lineal entre la tasa real de inflación (p), como variable dependiente, con las variables independientes, incremento de la productividad de la fuerza de trabajo (T), desocupación de la fuerza laboral (UN) y tasa esperada de inflación (π). La inclusión de esta última variable, justifica el criterio friedmanista de que si la economía se ve afectada por una tendencia inflacionaria, por suficiente tiempo, *“(...) las personas tienden a formar ciertas expectativas de inflación que luego intentan incorporar a sus demandas de salario monetario (...)”*³⁹ (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

³⁸ Nagle, Saff y Snider (2005): *Ecuaciones diferenciales*. Pearson, México, p. 1.

³⁹ Chiang (2006): *Métodos fundamentales de economía matemática*. McGraw-Hill, México, p. 533.

De modo, que a partir de esta primera ecuación la relación de Phillips asume una nueva versión, aumentada con expectativas y donde p se convierte en una función creciente de π .

Las restricciones que se establecen a los parámetros de la primera ecuación son enteramente justificables.

La segunda ecuación, $d\pi/dt = j(p - \pi)$, representa una especie de hipótesis explicativa respecto al proceso específico de formación de las expectativas de inflación. Expresa un patrón de cambio de la tasa esperada de inflación, ante la variación del tiempo. ¿Qué tenemos en el segundo miembro de la segunda ecuación? Ahí tenemos la siguiente dinámica: cuando la tasa real de inflación excede a la esperada, sugiere que las expectativas respecto a esta última deben incidir de tal modo, que la misma (π) tienda a ascender y viceversa cuando se comprueba que la real (p) es inferior a la esperada. De hecho, la citada ecuación representa la proposición de las expectativas adaptativas, es decir, sugiere que las expectativas se adaptan a un patrón de cambio, que tiene como base la discrepancia entre las tasas de inflación real y estimada.

La tercera ecuación, representa la retroalimentación del desempleo por la inflación donde la política monetaria desempeña un rol clave, pues de hecho, la diferencia entre la tasa de crecimiento del dinero nominal y la tasa de crecimiento de los precios, da lugar al crecimiento real del dinero.

En resumen, el modelo consta de tres (3) ecuaciones y tres (3) variables, la tasa real de inflación, tasa esperada de inflación y el desempleo. Las tres son endógenas.

Condensación del modelo. El modelo de tres (3) ecuaciones, se puede transformar en un modelo de una sola ecuación. Veamos:

$$I) p = \alpha - T - \beta(UN) + g\pi$$

$$II) d\pi/dt = j(p - \pi)$$

$$III) dU/dt = -k(m - p)$$

Sustituir I en II

$$d\pi/dt = j(\alpha - T - \beta(UN) + g\pi - \pi)$$

Aplicamos segunda derivada a la expresión anterior y obtenemos

$$d^2\pi/dt^2 = -j\beta(dUN/dt) - j(1-g)d\pi/dt$$

Es esta última expresión, sustituir III

$$d^2\pi/dt^2 = -j\beta(-k(m-p)) - j(1-g)d\pi/dt$$

$$d^2\pi/dt^2 = j\beta km - j\beta kp - j(1-g)d\pi/dt$$

De la ecuación II, despejamos a p y obtenemos:

$$p = (1/j)(d\pi/dt) + \pi$$

Ahora sustituimos a p de la penúltima expresión

$$d^2\pi/dt^2 = j\beta km - j\beta k(1/j)(d\pi/dt) + \pi - j(1-g)d\pi/dt$$

Reordenando

$d^2\pi/dt^2 + [\beta k + j(1-g)](d\pi/dt) + (j\beta k)\pi = d^2\pi/dt^2 = j\beta km$ [Esta ecuación ahora representa nuestro modelo. Es una ecuación lineal ordinaria de segundo orden, con coeficientes constantes y término constante].

Donde:

$$\beta k + j(1-g) = a_1$$

$$(j\beta k) = a_2$$

$$j\beta km = b$$

Procedimiento de solución del modelo. El procedimiento a usar para resolver el modelo, consiste en los siguientes pasos:

- 1) Calcular la integral particular
- 2) Calcular la función complementaria.
- 3) Calcular la solución general
- 4) Calcular la solución definida
- 4) Calcular la trayectoria temporal de la tasa esperada de inflación (π)
- 5) Calcular la trayectoria temporal de la tasa real de inflación (p)
- 6) Calcular la trayectoria temporal de la tasa de desempleo (UN)

10.8.2.4.1 Estimación de los parámetros de la primera ecuación diferencial

Procedimiento específico. Para la estimación de la primera ecuación del modelo, se usó el método de los mínimos cuadrados, como en el caso de las ecuaciones en diferencias, donde la variable dependiente fue la tasa real de inflación y las variables independientes, fueron la tasa de desempleo y la tasa esperada de inflación. Para obtener los valores de la última variable se hipotetizó que la tasa de inflación esperada actual depende de la correspondiente al período anterior.

Resultado: $p = -1.053 - 0.517(UN) + 0.425\pi$

10.8.2.4.2 Estimación de los parámetros de la segunda ecuación diferencial

Procedimiento específico. Para la estimación de los parámetros de la segunda ecuación diferencial del modelo, primero observamos que se trata de una ecuación diferencial lineal ordinaria de primer orden con coeficientes constantes y término constante. Se procede del modo siguiente:

1) Resolvemos la ecuación diferencial, en base al método de variables separadas. Veamos:

$$d\pi/dt = j(p-\pi)$$

$$[1/(p-\pi)](d\pi/dt) = j$$

Multiplicamos por dt

$$(dt)[1/(p-\pi)](d\pi/dt) = j(dt)$$

Después de tachar términos semejantes, tenemos

$$[1/(p-\pi)](d\pi) = j(dt)$$

Aplicamos integral a la última ecuación

$$\int d\pi/(p-\pi) = \int j(dt)$$

$$(1/p-\pi) \int d\pi = j \int (dt)$$

$$(1/p-\pi)\pi = jt$$

$$\pi = jt(p-\pi)$$

2) Despejamos a j y obtenemos: $j = \pi/t(p-\pi)$

3) Buscamos el valor promedio de todas las variables implicadas en la ecuación 2, para obtener el valor de j.

$$\pi = 14$$

$$(p-\pi) = 0.15$$

$$t = 21.5$$

luego, $j = 4.34$

de modo que la ecuación II del modelo una vez ha sido estimado el parámetro j , adquiere la siguiente configuración

$$(d\pi/dt) = 4.34(p - \pi)$$

10.8.2.4.3 Estimación de los parámetros de la tercera ecuación diferencial

Procedimiento específico. Para la estimación de los parámetros de la tercera ecuación diferencial del modelo, observamos que se trata de una ecuación diferencial lineal ordinaria de primer orden con coeficientes constantes y término constante. Procedimos así:

1) Resolvemos la ecuación diferencial, en base al método de variables separadas.

$$d\pi/dUN = -k(m-p)$$

$$[1/(m-p)](dUN/dt) = -k$$

Multiplicamos por dt

$$(dt)[1/(m-p)](dUN/dt) = -k(dt)$$

Después de tachar términos semejantes, tenemos

$$[1/(m-p)](dUN) = -k(dt)$$

Multiplicamos por -1

$$-[1/(m-p)](dUN) = k(dt)$$

Integral de la última ecuación

$$-\int dUN/(m-p) = \int k(dt)$$

$$-(1/m-p) \int dUN = k \int (dt)$$

$$-(1/m-p)UN\pi = kt$$

$$UN = kt(m-p)$$

2) Despejamos a k y obtenemos: $k = UN/t(m-p)$

3) Buscamos el valor promedio de todas las variables implicadas en la ecuación 2 y obtenemos el valor de k que es igual a -3.57 .

Ahora la ecuación III del modelo una vez ha sido estimado el parámetro k , adquiere la siguiente configuración:

$$dU/dt = -3.57(m-p)$$

10.8.2.4.4 El modelo con sus parámetros estimados

I) $p_t = -1.053 - 0.517(UN) + 0.425\pi$ Relación de Phillips con expectativas

II) $d\pi/dt = 4.34(p-\pi)$ Expectativas adaptativas

III) $dU/dt = -3.57(m-p)$ Política monetaria

Ecuación diferencial lineal ordinaria, de segundo orden, con coeficientes constantes y término constante:

$$d^2\pi/dt^2 + [0.517(3.57) + 4.34(1-0.425)](d\pi/dt) + (4.34)(0.517)(3.57)\pi = 4.34(0.517)(3.57)m$$

De aquí se desprende que

$$\beta = 0.517$$

$$g = 0.425$$

$$j = 4.34$$

$$k = -3.57$$

Determinación de a_1 , a_2 y b . $a_1 = \beta k + j(1-g) = (0.517)(3.57) + 4.34(1-0.425) = 6.7125$

$$a_2 = j\beta k = (4.34)(0.517)(3.57) = 8.01$$

$$b = j\beta km = (4.34)(0.517)(3.57)m = 8.01m$$

Integral particular. $\pi = b/a_2 = 8.01m/8.01 = m$

Función complementaria. Primero, debemos calcular las raíces características

$$(a_1)^2 = (6.7125)^2 = 45.06$$

$$4a_2 = 4(8.01) = 32.04$$

Como $(a_1)^2 > 4a_2$, estamos frente a raíces reales y diferentes. De modo que para obtener las raíces características aplicamos la siguiente fórmula:

$$r_1, r_2 = (-a_1 \pm \sqrt{(a_1)^2 - 4a_2})/2$$

$$r_1, r_2 = (-6.7125 \pm \sqrt{(45.06)^2 - 32.04})/2$$

$$r_1 = -3.10$$

$$r_2 = -5.16$$

La función complementaria es

$$\pi_c = A_1 e^{r_1 t} + A_2 e^{r_2 t}$$

$$\pi_c = A_1 e^{-3.10t} + A_2 e^{-5.16t}$$

Solución general. La solución general consiste en la adición de la función complementaria y la integral particular

$$\pi(t) = A_1 e^{-3.10t} + A_2 e^{-5.16t} + m$$

Solución definida. La solución definida se logra del modo siguiente:

1) Especificación de las condiciones iniciales. Con el propósito de determinar el valor de las constantes A_1 y A_2 , explicitamos las siguientes condiciones iniciales:

$$\pi(0) = -1.29 \quad \text{Esta tasa esperada de inflación corresponde al año 1967}$$

$$\pi'(0) = 1.90 \quad \text{Esta tasa esperada de inflación corresponde al año 1968}$$

Por otra parte, la tasa de expansión monetaria, m , en el año 1966, es de -2.22

Las condiciones iniciales indicadas, implican que cuando $t = 0$, $\pi(t)$ y $\pi'(t)$ son, respectivamente, -1.29 y 1.90 .

2) Haciendo $t = 0$ en la solución general, y sustituyendo a m por su valor inicial, encontramos que

$$\pi(0) = A_1 e^{-3.10(0)} + A_2 e^{-5.16(0)} - 2.22$$

$$\pi(0) = A_1 + A_2 - 2.22$$

Diferenciado la solución general respecto a t y luego haciendo $t = 0$ en la derivada, encontramos que

$$\pi'(0) = -3.10A_1 e^{-3.10(0)} - 5.16A_2 e^{-5.16(0)}$$

$$\pi'(0) = -3.10A_1 e^{-3.10(0)} - 5.16A_2 e^{-5.16(0)}$$

$$\pi'(0) = -3.10A_1 - 5.16A_2$$

Ahora tenemos

$$\pi(0) = A_1 + A_2 - 2.22 \quad \text{y} \quad \pi'(0) = -3.10A_1 - 5.16A_2$$

Por lo tanto, para satisfacer las dos condiciones iniciales, debemos hacer $\pi(0) = 1.29$ y $\pi'(0) = 1.90$, lo que conduce al siguiente par de ecuaciones simultáneas:

$$\begin{aligned} 0.93 &= A_1 + A_2 \\ 1.90 &= -3.10A_1 - 5.16A_2 \end{aligned}$$

Al resolver dichas ecuaciones simultáneas, tenemos estos resultados:

$$A_1 = 3.25$$

$$A_2 = -2.32$$

He aquí la solución definida

$$\pi(t) = 3.25e^{-3.10t} - 2.32e^{-5.16t} + m$$

10.8.2.4.5 Trayectoria temporal de la tasa esperada de inflación (π)

Esta trayectoria se obtiene a partir de la solución general $\pi(t) = A_1e^{-3.10t} + A_2e^{-5.16t} + m$. Como ambas raíces características son negativas, en la medida que $t \rightarrow \infty$, los dos primeros términos, del segundo miembro de la ecuación, tienden a cero y desaparecen. Subsiste solamente m , por tanto la tasa esperada de inflación tiende a m (tasa de expansión monetaria).

10.8.2.4.6 Trayectoria temporal de la tasa real de inflación (p)

De acuerdo con la ecuación dos (2) del modelo, $d\pi/dt = 4.34(p - \pi)$, p puede expresarse en términos de π y $d\pi/dt$:

$$d\pi/dt + 4.34\pi = 4.34p$$

$$p = (1/4.34)d\pi/dt + \pi$$

Obtenemos $d\pi/dt$ diferenciando la solución general

$$d\pi/dt = -3.10A_1e^{-3.10(t)} - 5.16A_2e^{-5.16(t)}$$

$$\text{Sabemos } \pi(t) = A_1e^{-3.10(0)} + A_2e^{-5.16(0)} + m$$

Ahora sustituimos

$$p = (1/4.34) (-3.10A_1e^{-3.10(t)} - 5.16A_2e^{-5.16(t)}) + A_1e^{-3.10(0)} + A_2e^{-5.16(0)} + m$$

Todos los términos del segundo miembro de esta ecuación, desaparecen, excepto m , debido a que siendo las raíces características, ambas negativas, cuando $t \rightarrow \infty$, sus bases tienden a cero. De modo que la trayectoria temporal de la tasa real de inflación marca una convergencia con m , que es la tasa de expansión monetaria.

10.8.2.4.7 Trayectoria temporal de la tasa de desempleo (UN)

Esta trayectoria no tuvo sentido alguno, debido a que la constante de la primera ecuación en diferencias estimada, debió tener un signo positivo. Al violarse esta restricción, la tasa de equilibrio intertemporal del desempleo es convergente con una constante negativa, lo cual es absurdo

Resumiendo. El modelo de ecuaciones diferenciales, aplicado a la economía dominicana, en el período 1966-2007, presentó una relativa efectividad, sobre todo en la estimación de sus dos primeras ecuaciones, lo que permitió la definición correcta de la trayectoria temporal de la tasa esperada de inflación y la trayectoria temporal de la tasa real de inflación.

10.8.2.5 Ecuaciones en diferencias y la relación de Phillips en la economía dominicana

*“En el contexto de tiempo continuo, el patrón de cambio de una variable y está englobado en las derivadas (...) El cambio de tiempo contemplado en éstas ocurre en forma continua. A su vez, cuando el tiempo se considera una variable discreta, de modo que la variable t puede adoptar sólo valores enteros, es obvio que el concepto de la derivada ya no es apropiado. Entonces (...) el patrón de cambio de la variable y debe describirse mediante las así llamadas diferencias, en lugar de derivadas (...)”*⁴⁰ (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

Estructuración del modelo. El modelo, consta de tres ecuaciones fundamentales, al igual que en el caso continuo, las cuales son:

$$I) p_t = \alpha - T - \beta UN_t + g \pi_t; \quad (\alpha, \beta > 0; 0 < g \leq 1)$$

$$II) \pi_{t+1} - \pi_t = j(p_t - \pi_t); \quad (0 < j \leq 1),$$

$$III) U_{t+1} - U_t = -k(m - p_{t+1}); \quad (k > 0)$$

Donde

p_t = tasa real de inflación

T = incremento de la productividad laboral

π_t = tasa esperada de inflación.

UN_t = tasa de desempleo

Discusión acerca de la estructura del modelo. La primera ecuación, $p_t = \alpha - T - \beta UN_t + g \pi_t$, expresa una relación lineal entre la tasa real de inflación (p), como variable dependiente, con las variables independientes, incremento de la productividad de la fuerza de trabajo (T), desocupación de la fuerza laboral (UN) y tasa esperada de inflación (π). La inclusión de esta última variable, justifica el criterio friedmanista de que si la economía se ve afectada por una tendencia inflacionaria, por suficiente tiempo, “(...) las personas tienden a formar ciertas

⁴⁰ Chiang, op. cit., p. 544.

*expectativas de inflación que luego intentan incorporar a sus demandas de salario monetario (...).*⁴¹ (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros). De modo, que a partir de esta primera ecuación la relación de Phillips asume una nueva versión, aumentada con expectativas y donde p se convierte en una función creciente de π . Una característica saliente de la primera ecuación es que a diferencia del análisis continuo, ahora las variables tasas de inflación real, inflación esperada y desempleo, poseen como subíndice t , indicando que asumen valores enteros con el paso del tiempo; se encuentran sumergidas, pues, en el análisis de períodos.

Las restricciones que se establecen a los parámetros de la primera ecuación son enteramente justificables.

La segunda ecuación, $\pi_{t+1}-\pi_t = j(p_t-\pi_t)$, representa una especie de hipótesis explicativa respecto al proceso específico de formación de las expectativas de inflación. Expresa un patrón de cambio de la tasa esperada de inflación, ante la variación del tiempo. ¿Qué tenemos en el segundo miembro de la segunda ecuación? Ahí tenemos la siguiente dinámica: cuando la tasa real de inflación excede a la esperada, sugiere que las expectativas respecto a ésta última deben incidir de tal modo, que la misma (π) tienda a ascender y viceversa cuando se comprueba que la real (p) es inferior a la esperada. De hecho, la citada ecuación representa la proposición de las expectativas adaptativas, es decir, sugiere que las expectativas se adaptan a un patrón de cambio, que tiene como base la discrepancia entre las tasas de inflación real y estimada.

Una nota discordante, del modelo matemático discreto, que ahora abordamos, en relación al modelo matemático continuo, es que en esta segunda ecuación la derivada es reemplazada por la expresión en diferencias $\pi_{t+1}-\pi_t = j(p_t-\pi_t)$, donde el primer miembro consigna la diferencia entre la tasa esperada de inflación adelantada en un periodo y dicha tasa en el periodo actual. En el segundo miembro se especifica que la diferencia entre las tasas de inflación real e inflación esperada es en el periodo actual.

La tercera ecuación, representa la retroalimentación del desempleo por la inflación donde la política monetaria desempeña un rol clave, pues de hecho, la diferencia entre la tasa de crecimiento del dinero nominal y la tasa de crecimiento de los precios, da lugar al crecimiento real del dinero. En esta ecuación queda reafirmado el análisis de período, pues las variables desempleo y tasa real de inflación aparecen asociadas a la variable tiempo en la perspectiva discreta.

En resumen, el modelo consta de tres (3) ecuaciones y tres (3) variables, la tasa real de inflación, tasa esperada de inflación y el desempleo. Las tres son endógenas.

Condensación del modelo. La condensación del modelo consiste en reducirlo a una sola ecuación y a una sola variable, a diferencia del modelo matemático continuo, en el que fue asumido como variable clave, la inflación esperada, ahora asumiremos la inflación real (p_t), a partir de la cual se constituye el patrón de cambio, desplazando hacia delante los subíndices de tiempo en la ecuación I, para obtener

$$p_{t+1} = (\alpha - T - \beta)UN_{t+1} + g p_{t+1}$$

⁴¹ Chiang, op. cit., p. 533.

Restamos la ecuación I y la última expresión obtenida, para obtener la primera diferencia de p_t que da el patrón de cambio:

$$p_{t+1}-p_t = (\alpha-T-\beta UN_{t+1}+g p_{t+1}) - (\alpha-T-\beta UN_t+g p_t)$$

$$p_{t+1}-p_t = \alpha-T-\beta UN_{t+1}+g p_{t+1} - \alpha+T+\beta UN_t-g p_t$$

$$p_{t+1}-p_t = \alpha-T-\beta UN_{t+1}+g p_{t+1} - \alpha+T+\beta UN_t-g p_t$$

Luego procuramos la diferencia entre la ecuación I y la última expresión obtenida.

Ecuación en diferencias de segundo orden. Se usará la siguiente ecuación en diferencias de Segundo orden, con coeficiente y término constante,

$$p_{t+2}-[1+gj+(1-j)(1+\beta k)]/(1+\beta k) p_{t+1}+[1-j(1-g)]/(1+\beta k) p_t = j\beta km/1+\beta k$$

En esa ecuación en diferencias de segundo orden, con coeficiente y término constantes, tendremos:

$$[1+gj+(1-j)(1+\beta k)]/(1+\beta k) = a_1$$

$$[1-j(1-g)]/(1+\beta k) = a_2$$

$$j\beta km/1+\beta k = c$$

Solución particular. Para encontrar la solución particular del modelo se aplica la siguiente formula:

$$p^* = c/1+a_1+a_2 = j\beta km/\beta k = m,$$

es decir, la tasa de inflación de equilibrio es igual a la tasa de expansión monetaria.

Función complementaria. Si $[1+gj+(1-j)(1+\beta k)]/(1+\beta k) > [1-j(1-g)]/(1+\beta k)$ se está ante raíces reales diferentes.

Si $[1+gj+(1-j)(1+\beta k)]/(1+\beta k) = [1-j(1-g)]/(1+\beta k)$ se está ante raíces reales repetidas.

Si $[1+gj+(1-j)(1+\beta k)]/(1+\beta k) < [1-j(1-g)]/(1+\beta k)$ se está ante raíces complejas.

Convergencia o divergencia. Las raíces características b_1 y b_2 deben satisfacer las dos siguientes relaciones:

$$b_1 + b_2 = -a_1 = 1+gj/(1+\beta k)+1-j > 0$$

$$b_1 b_2 = a_2 = (1-j(1-g))/(1+\beta k) \in (0,1)$$

$$(1-b_1)(1-b_2) = 1-(b_1 + b_2) + b_1 b_2 = \beta jk/(1+\beta k) > 0.$$

“Ahora considere el caso 1, donde las dos raíces b_1 y b_2 son reales y diferentes. Como el producto $b_1 b_2$ es positivo, b_1 y b_2 deben ser ambas positivas, lo que implica que no puede ocurrir oscilación. A partir de $(1-b_1)(1-b_2)=1-(b_1 + b_2)+b_1 b_2 = \beta j k / (1+\beta k) > 0$, podemos inferir que ni b_1 ni b_2 pueden ser iguales a uno; ya que de otro modo $(1-b_1)(1-b_2)$ sería cero, violando la desigualdad indicada...también es inaceptable tener una raíz mayor que uno y la otra raíz menor que uno; puesto que de otra manera $(1-b_1)(1-b_2)$ sería negativo...Se sigue b_1 y b_2 deben ser ya se las dos mayores que uno, o ambas menores que uno...Lo único viable es la posibilidad i, con b_1 y b_2 siendo ambas fracciones positivas, de modo que la trayectoria p es convergente.

El análisis del caso 2 no es muy diferente. Mediante un razonamiento prácticamente idéntico, podemos concluir que la raíz repetida b solo puede ser una fracción positiva en este modelo “(...) La trayectoria de tiempo de p en el caso 2 es nuevamente no oscilatoria y convergente.

“Para el caso 3, la convergencia requiere que R (el valor absoluto de las raíces complejas) sea menor que uno... $R = \sqrt{a_2}$. Siempre que a_2 sea una fracción positiva (...) ciertamente tenemos $R < 1$. Entonces, la trayectoria de tiempo de p en el caso 3 también es convergente, aunque esta vez habrá una fluctuación escalonada”.⁴² (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

Análisis del desempleo. Para examinar la trayectoria de tiempo de la tasa de desempleo, se toma como fundamento las siguientes fórmulas:

$$U^* = 1/\beta[\alpha - T - (1-g)m].$$

$$U^* = 1/\beta[\alpha - T - (1-g)p^*], \text{ alcanzando la relación de Phillips de largo plazo.}$$

Ideología del modelo. El modelo que estamos estudiando responde a una determinada corriente del pensamiento económico, relacionada con el monetarismo. No es fortuito que específicamente la trayectoria temporal de las tasas de inflación esperada y real, se postule que deben converger hacia un punto de equilibrio, representado por la tasa de crecimiento real del dinero (m), haciendo abstracción de múltiples factores que influyen en el proceso inflacionario y que están asociados no con la economía monetaria, sino con la real.

10.8.2.5.1 Estimación de los parámetros de la primera ecuación en diferencias

Procedimiento específico. Para la estimación de la primera ecuación del modelo se usó el método de los mínimos cuadrados, donde la variable dependiente fue la tasa real de inflación y las variables independientes, fueron la tasa de desempleo y la tasa esperada de inflación. Para obtener los valores de la última variable se hipotetizó que la tasa de inflación esperada actual depende de la correspondiente al período anterior.

Resultados. Los resultados obtenidos se muestran y se discuten más abajo:

Ecuación estimada	$p_t = -1.053 - 0.517(UN_t) + 0.425\pi_t$
ee	(11.547) (0.15) 0.664

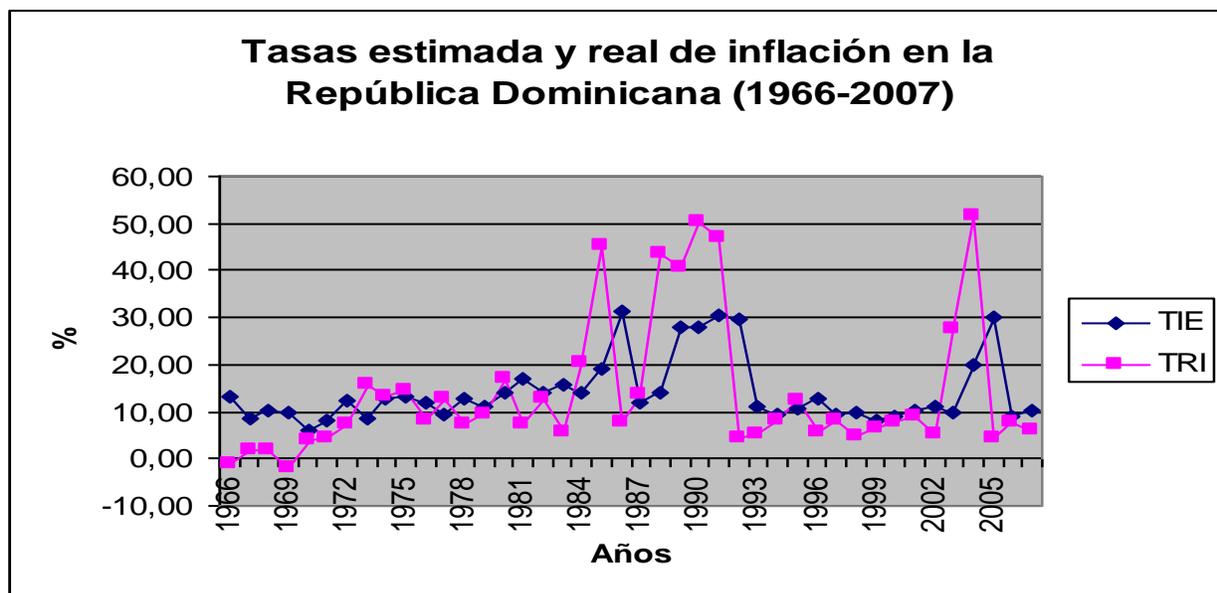
⁴² Chiang (2006): Op. cit., pp. 583-584.

t	-0.09	0.780	2.836
p	(0.93)	(0.44)	(0.007)
r ²	0.23		
r	0.48		
F	5.80		
p	0.006		

Discusión. Los parámetros obtenidos tienen algunos problemas. El valor negativo de la constante (-1.053) viola el precepto de que debía ser positivo. La constante y el coeficiente de la ordenada (0.517), no poseen significación estadística. Aun así seguiremos hacia adelante con el proceso de estimación, debido a que posee significación estadística, F, atestiguando la existencia de la determinación de la tasa real de inflación por la tasa de desempleo y la tasa esperada de inflación.

A pesar de los inconvenientes que presentan los parámetros de la primera ecuación en diferencias, advierta que el ajuste de la curva de inflación estuvo bien logrado, según se observa en la siguiente gráfica:

Gráfico 69



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

10.8.2.5.2 Estimación de los parámetros de la segunda ecuación en diferencias

Procedimiento específico. Para la estimación de los parámetros de la segunda ecuación diferencial del modelo, se usó el método de los mínimos cuadrados.

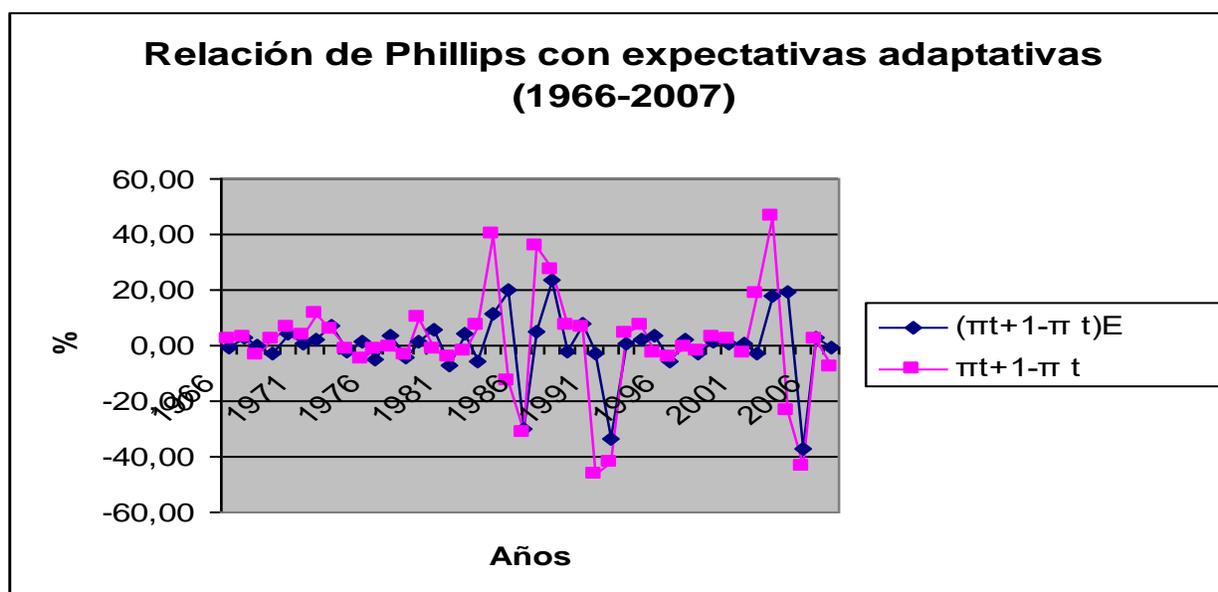
Resultados:

Ecuación estimada	$\pi_{t+1} - \pi_t = 0.062 + 0.789(p_t - \pi_t)$
ee	2.276 0.155

e	0.027	5.094
p	0.979	0.000
r ²	0.393	
r	0.627	
F	25.945	
p	0.000	

Discusión. La constante carece de significación estadística. Después todo está correcto. Los signos están conforme al precepto teórico. Con razón el ajuste de la curva estuvo bien logrado, según se observa en la siguiente gráfica:

Gráfico 70



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

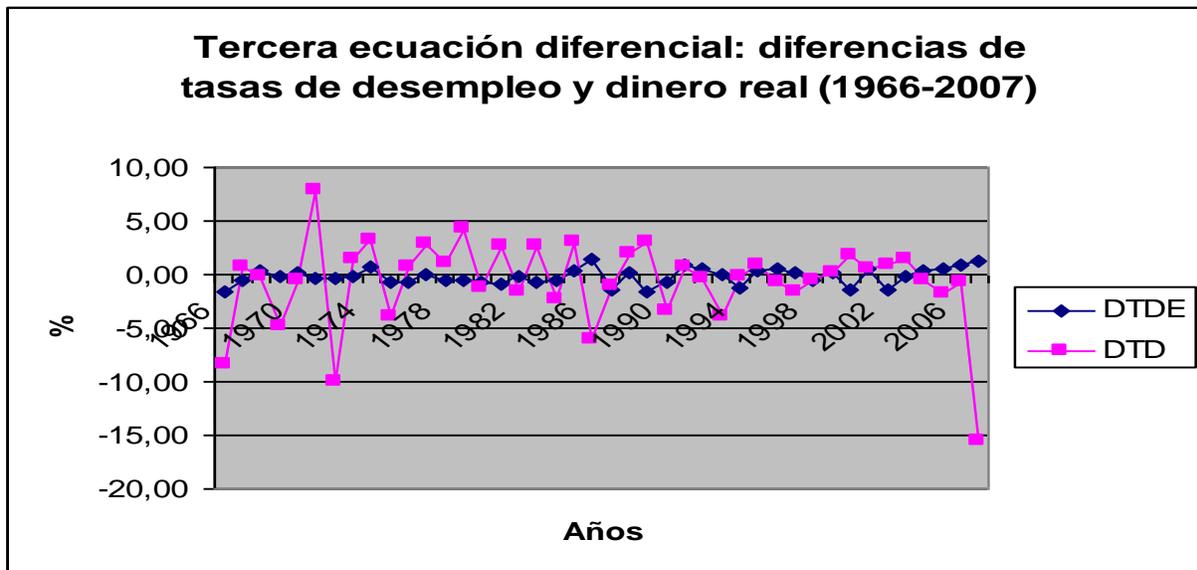
Estimación de los parámetros de la tercera ecuación en diferencias

Ecuación estimada	$UN_{t+1}-UN_t = -0.413 + 0.049(m-p_t+1)$
ee	(0.647) (0.04)
t	-0.637 -1.224
p	0.528 0.228
r ²	0.036
r	0.19
F	1.497
p	0.228

Discusión. Los parámetros obtenidos tienen algunos problemas. La constante y el coeficiente de la ordenada (0.517), no poseen significación estadística. Los coeficientes de determinación y de correlación son extremadamente bajos y quedó confirmado la ausencia de determinación de la

variable independiente (m-p), sobre la dependiente (UN_{t+1}-UN_t). Por tales motivos la curva de ajuste no estuvo bien lograda, según se observa en la siguiente gráfica:

Gráfico 71



Fuente: Cálculos efectuados por Manuel Linares.

10.8.2.5.3 Solución del modelo

La ecuación lineal en diferencias de segundo orden estimada, con coeficientes constantes y término constante fue la siguiente:

$$p_{t+2} - [1 + gj + (1-j)(1 + \beta k)] / (1 + \beta k) p_{t+1} + [1 - j(1 - g)] / (1 + \beta k) p_t = j\beta km / (1 + \beta k)$$

Sustitución

$$p_{t+2} - [1 + 0.425(0.789) + (1 - 0.789)(1 + 0.517(-0.049))] / (1 + 0.517(-0.049)) p_{t+1} + [1 - 0.789(1 - 0.425)] / (1 + 0.517(-0.049)) p_t = j\beta km / (1 + \beta k)$$

Para resolver dicha ecuación se dan los siguientes pasos: solución particular, función complementaria, solución general y solución definida.

Solución particular. Para obtener la solución particular aplicamos la siguiente fórmula:

$$p^* = j\beta km / \beta k j = m,$$

$$p^* = (0.789)(0.517)(-0.049)(m) / (0.517)(-0.049)(0.789) = m,$$

que representa el valor intertemporal de equilibrio de p, la tasa real de inflación. Esta converge hacia la tasa de expansión monetaria.

Función complementaria. Primero se calcula la magnitud de a₁, con esta fórmula:

$$a_1 = [1 + gj + (1 - j)(1 + \beta k)] / (1 + \beta k)$$

Después de sustituir los parámetros por sus valores, tenemos que

$$a_1 = 3.16$$

Segundo, se calcula la magnitud de a_2 , con esta fórmula:

$$a_2 = [1 - j(1 - g)] / (1 + \beta k)$$

Después de sustituir los parámetros por sus valores, tenemos que

$$a_2 = 1.49$$

Tercero, queda demostrado que

$$(a_1)^2 = 9.98$$

$$(4a_2) = 5.966$$

$$(a_1)^2 > (4a_2)$$

Por tanto, estamos ante el caso de raíces reales y diferentes.

Aplicamos la siguiente fórmula:

$$b_1, b_2 = [-a_1 \pm \sqrt{(a_1)^2 - (4a_2)}] / 2$$

$$b_1, b_2 = [-3.16 \pm \sqrt{(3.16)^2 - 4(1.49)}] / 2$$

Resultados:

$$b_1 = -0.58$$

$$b_2 = -2.58$$

Por tanto la función complementaria es

$$y_c = A_1 e^{b_1 t} + A_2 e^{b_2 t} = A_1 e^{-0.58t} + A_2 e^{-2.58t}$$

Solución general. La solución general es la suma de la función complementaria y la integral particular o solución particular $\pi(t) = y_c + y_p = A_1 e^{b_1 t} + A_2 e^{b_2 t} = A_1 e^{-0.58t} + A_2 e^{-2.58t} + m$

Solución definida. Con el propósito de determinar el valor de las constantes A_1 y A_2 , ahora necesitamos dos condiciones iniciales, que son $\pi(0) = -1.29$ (tasa esperada de inflación en el año 1967) y $\pi'(0) = 1.9$ (tasa esperada de inflación en el año 1968). Es decir, cuando $t = 0$, $\pi(t)$ y $\pi'(t)$

son, respectivamente, -1.29 y 1.9; además debemos explicitar que $m = -2.22$ (tasa de expansión monetaria en el año 1966).

Haciendo $t = 0$ en la solución general, encontramos que

$$\pi(0) = A_1 e^0 + A_2 e^0 - 2.22 = A_1 + A_2 - 2.22$$

Sustitución

$$-1.29 = A_1 + A_2 - 2.22$$

$$0.93 = A_1 + A_2$$

Diferenciando respecto a t , la ecuación de la solución general, y luego haciendo $t = 0$ en la derivada, encontramos que

$$\pi'(t) = -0.58A_1 e^{-0.58t} - 2.58A_2 e^{-2.58t} \quad \text{y} \quad \pi'(0) = -0.58A_1 e^0 - 2.58A_2 e^0 = -0.58A_1 - 2.58A_2$$

Incluimos la segunda condición inicial: $\pi'(0) = 1.9$

$$1.9 = -0.58A_1 - 2.58A_2$$

Ahora tenemos un par de ecuaciones simultáneas:

$$0.93 = A_1 + A_2$$

$$1.90 = -0.58A_1 - 2.58A_2$$

con soluciones $A_1 = 2.15$ y $A_2 = -1.22$

Luego la solución definida de la ecuación lineal en diferencias con término constante y coeficientes constantes, es

$$\pi(t) = 2.15e^{-0.58t} - 1.22e^{-2.58t} + m.$$

10.8.2.5.4 Trayectoria temporal de la tasa esperada de inflación

Esta trayectoria se consigue a partir de la ecuación de la solución general del modelo, equivalente a

$$\pi(t) = A_1 e^{-0.58t} + A_2 e^{-2.58t} + m$$

Como las raíces características calculadas, -0.58 y -2.58, ambas son negativas, queda garantizado que cuanto t tiende a infinito, las expresiones $e^{-0.58t}$ y $e^{-2.58t}$, tienden a cero, por lo que en el segundo miembro de la ecuación solamente sobrevive m , la tasa de expansión monetaria. Por tanto la trayectoria temporal de la tasa esperada de inflación, converge con la tasa de expansión monetaria.

10.8.2.5.5 Trayectoria temporal de la tasa real de inflación

El valor de equilibrio intertemporal de p , dado por la integral particular de la ecuación lineal en diferencias de segundo orden bajo estudio,

$p_{t+2} - [1 + 0.425(0.789) + (1 - 0.789)(1 + 0.517(-0.049)) / (1 + 0.517(-0.049))] p_{t+1} + [1 - 0.789(1 - 0.425)] / (1 + 0.517(-0.049)) p_t$, es la integral o solución particular arriba calculada

$$p^* = c / (1 + a_1 + a_2) = (0.789)(0.517)(-0.049)(m) / (0.517)(-0.049)(0.789) = m$$

Por tanto, la tasa real de inflación converge con la tasa de expansión monetaria.

10.8.2.5.6 Trayectoria temporal del desempleo

Esta trayectoria no tuvo sentido alguno, debido a que la constante de la primera ecuación en diferencias estimada, debió tener un signo positivo. Al violarse esta restricción, la tasa de equilibrio intertemporal del desempleo es convergente con una constante negativa, lo cual es absurdo. Veamos:

$$U^* = 1/\beta[\alpha - T - (1 - g)m].$$

Sustitución

$$U^* = 1/0.517[-1.053 - (1 - 0.425)m]$$

$$U^* = -0.92m$$

También podemos escribir

$$U^* = -0.92 p^*, \text{ dado que } p^* = m$$

Resumiendo. El modelo de ecuaciones en diferencias, aplicado a la economía dominicana, en el período 1966-2007, presentó una relativa efectividad, sobre todo en la estimación de sus dos primeras ecuaciones, lo que permitió la definición correcta de la trayectoria temporal de la tasa esperada de inflación y la trayectoria temporal de la tasa real de inflación.

VII...506-635

En esta séptima parte, reproduciremos fragmentos del capítulo XI (EL FRACASO DEL CAPITALISMO DOMINICANO), tomo II, subperíodo 1961-1978, acápite 11.3.4. Competitividad industrial, hasta el acápite 11.9.7 Juicios críticos, inclusive, abarcando las paginas 506-635.

CAPÍTULO XI EL FRACASO DEL CAPITALISMO DOMINICANO⁴³

11.3.4 Competitividad estructural⁴⁴

Finalmente tenemos que evaluar, en términos cuantitativos, la competitividad estructural de la economía dominicana, a lo largo del período bajo estudio, bajo el influjo de las reformas estructurales emprendidas. Esta competitividad se expresa no sólo en el comportamiento de las exportaciones, sino igualmente en el avance que pudiera comprobarse en factores propiamente internos como el aumento de la producción por habitante.

En la República Dominicana, el producto por habitante ha ido creciendo de manera significativa, multiplicándose por 1.17 del año 1970 al 2000; magnitud esta parecida a las alcanzadas, en el renglón discutido, por la Unión Europea y la nación estadounidense (se multiplicó por 1.71 y 1.56, respectivamente), pero muy inferior a la alcanzada por Japón, que se multiplicó por 2.12.

El aumento del producto per cápita dominicano, advino por dos corrillos: aumento propiamente de la producción y caída del crecimiento de la población.

Algo similar ocurrió con las exportaciones per cápita. Aumentaron no solamente gracias al incremento de las mismas, sino en gran medida por la caída en el crecimiento de la población dominicana.

El fenómeno de la caída, en el crecimiento de la población, no es exclusivo de la República Dominicana, puesto que se ha manifestado en toda América Latina; y lo que es mucho más preocupante es que las poblaciones latinoamericanas están siendo afectadas por el proceso de envejecimiento. “(...) Según cifras (...) del CELADE (...) entre los años 1950 y 2000, la relación entre el número de personas de 60 o más años y la población total habrá aumentado (...) de 6% a 7.9%. Pero en el último decenio, este proceso se ha intensificado y se prevé que

⁴³ Advertimos al lector que el análisis de los resultados de los modelos econométricos corridos aquí, en gran medida se encuentran en nuestra Tesis Doctoral, *Política económico-social dominicana*. No los incluimos para evitar una mayor extensión del presente trabajo.

⁴⁴ La lectura de la publicación de la investigación realizada por el Dr. Rolando Guzmán, en el año 2008, bajo el título de “Competitividad y desarrollo de la fuerza laboral. Oferta y demanda de capacitación en República Dominicana”, es útil para conocer elementos cuantitativos de la urgencia de la capacitación de nuestra fuerza de trabajo, para elevar la competitividad de la economía dominicana.

dicha proporción llegará a más de 14% en los próximos 25 años (...)".⁴⁵ (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

Ahora bien, María del Carmen Guisán, María Teresa Cancelo y otros, en la investigación de carácter econométrico, denominada *Crecimiento económico en los países de la OCDE*, nos orientan sobre el camino a transitar para evaluar la competitividad estructural de las economías de determinados países desarrollados.

En dicho trabajo ensayan tres (3) modelos con características dinámicas:

Primero. Utilización de tres (variables), el producto por habitante (PH), capital humano por habitante (PS2), centrado esencialmente en el porcentaje de la PEA que ostenta un nivel educativo a partir de la conclusión de la educación media y el producto agregado por habitante con rezago (PH₁); la primera entra como variable dependiente y las dos restantes como variables independientes.

Segundo. Utilización de tres (variables), exportaciones industriales por habitante (XH), el producto agregado por habitante (PH) y exportaciones industriales por habitante con rezago (XH₁); la primera entra como variable dependiente y las dos restantes como variables independientes.

Tercero. Utilización de tres (variables), exportaciones industriales por habitante (XH), capital humano por habitante (PS2), centrado esencialmente en el porcentaje de la PEA que ostenta un nivel educativo a partir de la conclusión de la educación media y exportaciones industriales por habitante con rezago (XH₁); la primera entra como variable dependiente y las dos restantes como variables independientes.

Los resultados de la aplicación de los modelos descritos, fueron auspiciosos, en los cuales se pudo comprobar particularmente el impacto del nivel educativo sobre la competitividad estructural estudiada, a un grado tal que los autores del estudio, dicen lo siguiente: *"Evidentemente hay otros factores que influyen en la evolución de PH y XH, pero la mayoría de ellos, como el nivel de stock de capital físico, ya están recogidos en gran parte a través de la variable retardada. Los resultados ponen de manifiesto la importante influencia positiva que tiene el incremento del capital humano, para el aumento de la competitividad estructural, ya que incrementa tanto la producción por habitante como la capacidad exportadora"*.⁴⁶ (Comillas y cursiva, son nuestras).

Al aplicar estos modelos, al caso dominicano, de inmediato tuvimos que enmendarlos profundamente, por la inexistencia de estadísticas bien organizadas sobre las variables involucradas en los modelos. De ahí que, sí mantuvimos el producto agregado por habitante; las

⁴⁵ CEPAL (1999): "En nuevo perfil demográfico de América Latina y el Caribe". Notas de la CEPAL. Septiembre 1999, No. 6. INTERNET: www.eclac.cl/prensa/noticias/notas/7/2287/notas6esp.pdf; consultado el 11 de junio de 2007.

⁴⁶ Guisán, María del Carmen; Cancelo, María Teresa y otros (2001): *Crecimiento económico en los países de la OCDE. Modelos de crecimiento y empleo en Irlanda, Francia, España, Alemania, USA y Japón*". Internet: www.usc.es/~economet/ocde1.PDF, consultado el 9 de junio de 2007.

exportaciones industriales fueron sustituidas por exportaciones de bienes y servicios; y como capital humano, usamos una variable proxy, el gasto público en educación. Todas estas variables medidas en términos reales (1970=100).

Primer modelo:

$$PH = f(EH, PH_{-1})$$

$$PH = \alpha(EH)^\beta(PH_{-1})^\gamma(\mu)$$

Donde:

PH= PIB real por habitante;

EH= gasto público real por habitante;

PH₋₁= PIB real por habitante rezagado.

α = constante;

β = coeficiente de elasticidad parcial del PIB real por habitante, con respecto al gasto público real por habitante;

γ = coeficiente de elasticidad parcial del PIB real por habitante, con respecto al PIB real por habitante rezagado.

μ = término estocástico

Linealizando, al aplicar logaritmo, tendremos:

$$\ln PH = \ln \alpha + \beta \ln EH + \gamma \ln PH_{-1} + \ln \mu$$

Después de correr el modelo, obtuvimos estos resultados, completamente auspiciosos:

1) Ecuación lineal estimada	$\ln PH = \ln 0.694 + (0.099) \ln EH + (0.857) \ln PH_{-1}$
2) Error estándar estimado	ee= (0.340) (0.031) (0.058)
3) Valores t estimados	t= (2.041) (3.154) (14.77)
4) Probabilidad	p= (0.051) (0.004) (0.000)
5) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.925$
6) Coeficiente correlación de Pearson	r= 0.962
7) Grados de libertad	g de l= 27
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,27} = 165.599$
9) Durbin Watson	DW= 2.444

Segundo modelo:

$$XH = f(PH, XH_{-1})$$

$$XH = \alpha(PH)^\beta(XH_{-1})^\gamma(\mu)$$

XH= exportaciones de bienes y servicios reales por habitante;

PH= PIB real por habitante;

XH₋₁= exportaciones de bienes y servicios reales por habitante con rezago;

α = constante;

β = coeficiente de elasticidad parcial de las exportaciones, con respecto al PIB real por habitante;

γ = coeficiente de elasticidad parcial de las exportaciones por habitante, con respecto a las exportaciones rezagadas.

μ = término estocástico

Linealizando, aplicando logaritmo, tendremos:

$$\ln XH = \ln \alpha + \beta \ln PH + \gamma \ln XH_{-1} + \ln \mu$$

Resultados obtenidos completamente auspiciosos:

1) Ecuación lineal estimada	$\ln XH = \ln -4.424 + (0.960) \ln PH + (1.023) \ln PH_{-1}$
2) Error estándar estimado	ee= (0.377) (0.066) (0.027)
3) Valores t estimados	t= (-11.747) (14.444) (37.825)
4) Probabilidad	p= (0.000) (0.000) (0.000)
5) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.992$
6) Coeficiente correlación de Pearson	r= 0.996
7) Grados de libertad	g de l= 27
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,27} = 1,747.645$
9) Durbin Watson	DW= 2.069

Tercer modelo:

$$XH = f(EH, XH_{-1})$$

$$XH = \alpha(EH)^\beta(XH_{-1})^\gamma(\mu)$$

XH= exportaciones de bienes y servicios reales por habitante;

EH= gasto público real en educación por habitante;

XH₋₁= exportaciones de bienes y servicios reales por habitante con rezago;

α = constante;

β = coeficiente de elasticidad parcial de las exportaciones, con respecto gasto público real en educación por habitante;

γ = coeficiente de elasticidad parcial de las exportaciones por habitante, con respecto a las exportaciones rezagadas.

μ = término estocástico

Linealizando, aplicando logaritmo, tendremos:

$$\ln XH = \ln \alpha + \beta \ln EH + \gamma \ln XH_{-1} + \ln \mu$$

Resultados obtenidos completamente auspiciosos:

1) Ecuación lineal estimada	$\ln XH = \ln 0.126 + (0.137)\ln EH + (0.919)\ln XH_{-1}$
2) Error estándar estimado	ee= (0.343) (0.191) (0.118)
3) Valores t estimados	t= (0.368) (0.714) (7.775)
4) Probabilidad	p= (0.715) (0.481) (0.000)
5) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.877$
6) Coeficiente correlación de Pearson	r= 0.937
7) Grados de libertad	g de l= 27
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,27} = 96.452$
9) Durbin Watson	DW= 1.729

Los resultados arrojados por los tres modelos econométricos corridos, son muy buenos estadísticamente y están acordes con la teoría económica.⁴⁷ En adición debemos decir que, a juzgar por los coeficientes estimados, el PIB real por habitante mostró una fuerte incidencia en la determinación de las exportaciones por habitante, e igualmente, éstas por igual con relación a la determinación del PIB real por habitante. Las variables rezagadas, en cada modelo mostraron, una mayor incidencia, por encima de las demás variables explicativas, poniendo al descubierto que probablemente otras variables no explicitadas en los modelos, verbigracia, la formación de capital, ejercen un impacto considerable en la determinación de las variables, que desempeñaron el rol de dependientes en los tres modelos; asimismo, este tipo de resultados, nos pudiera estar diciendo que ni el PIB real por habitante, ni las exportaciones por habitante, se ajustan de manera instantánea a los cambios de las variables independientes no afectadas por rezagos, todo lo contrario, tienden ajustarse con cierto rezago. Finalmente, si bien es cierto que el coeficiente de la variable explicativa, gasto público real en educación por habitante, asume valores positivos, en el primer y último modelos, su cuantía, su magnitud es relativamente baja, por lo que la reacción de variación, de las variables dependientes explicitadas, ante el cambio relativo de la misma, es rígida; a ello hay que agregar que en el tercer modelo, el coeficiente de la variable en discusión, resultó estadísticamente no significativo. La inferencia es obvia, el gasto educativo en la República Dominicana, probablemente por su cuantía insuficiente y de calidad cuestionable, no guarda la debida relación con las necesidades de acumular capital humano de calidad, con vista a robustecer la competitividad estructural de la economía dominicana.

⁴⁷ Ver la bondad del ajuste econométrico en nuestra obra *Política económico-social dominicana*, pp. 361-362, 363-364 y 366-367,

De hecho, entonces, la competitividad estructural de la economía dominicana ha corrido esencialmente a cargo del aumento del PIB real per cápita y el aumento cuantitativo de la formación de capital (variable oculta en las variables rezagadas), no así, en lo que concierne a elevar al nivel educativo de la PEA dominicana. Por otra parte, si desglosáramos la exportación de bienes y servicios, reduciéndola a la exportación de bienes industriales, es casi seguro que los coeficientes alcanzados en el segundo y tercer modelos, por dicha variable, se irían de bruces, a condición de la debilidad dominicana en la exportación de bienes industriales nacionales.

Siendo el componente educativo, una variable clave para afrontar el aumento de la competitividad estructural de las economías, a nivel mundial, excepto en la República Dominicana, en el período bajo estudio, constituye un clavo más en el ataúd del “Consenso de Washington”, de la reforma estructural, de las reformas coyunturales intensificadas a partir del decenio de los ochenta, y del mismo Estado burgués dominicano, que muy bien se ha ganado el capirote de fallido, porque lo único que sabe hacer es obstruir lo que se puede hacer bien y distraer recursos ajenos hacia manos privadas.

Por otra parte, en el primer decenio del siglo XXI, la situación no ha mejorado mucho, en el renglón del gasto social educativo, por habitante; éste, medido a precios de enero de 1999, se desplomó del año 2000 al 2004, pues creció en -41.2%, acumulando un promedio de -10.3%. Esto fue un verdadero escándalo, aunque hay que advertir que seis (6) años después experimentó una notable mejoría (año 2010). Sin embargo, cuando es evaluado a partir del porcentaje que representa respecto al PIB, los resultados son desalentadores. En el año 2000 ostentó un 2.19%, en el año 2004 cae a 1.19% y en el año 2010 se recupera alcanzando el 2.20% del PIB, es decir, apenas se pudo recuperar el porcentaje del año 2000. En otras palabras dicha proporción ha ido del estancamiento al retroceso, no al progreso.

11.4 Balance del fracaso en el campo del crecimiento económico dominicano

Si el PIB real ha estado creciendo, por décadas, en la República Dominicana, ¿cómo es posible que hablemos acerca de su fracaso? Lo que sucede es que una cosa es el crecimiento sostenido y otra es el crecimiento sostenible. Ciertamente el crecimiento dominicano ha sido sostenido; por décadas, el PIB real, ha crecido positivamente. Mas, no ha sido sostenible, puesto que ha ido a contrapelo del medio ambiente. En adición, los frutos generados, se han quedado en pocas manos. Su fracaso es rotundo. Demostremos esta afirmación.

11.4.1 Expansión del PIB

El tamaño de la economía dominicana, se ha estado acrecentando con el paso de los años. En el año 2000, el PIB real de la República Dominicana era 12 veces más voluminoso que 50 años atrás. Asimismo, la economía dominicana experimentó un dilatado proceso de crecimiento en toda la segunda mitad del siglo XX. Asimismo, en el primer decenio del siglo XXI, el PIB real, en términos generales, ha mantenido una tasa positiva de crecimiento. La economía burguesa y la partidocracia dominante (PLD-PRD-PRSC), se ufanan de ello. Evaluemos profundamente este renglón, con el propósito de averiguar hasta donde tal crecimiento ha sido sano.

11.4.2 Inversión agregada

Diversos factores han contribuido con el citado crecimiento; sin embargo, pensamos que el gasto de inversión, puesto que determina el ritmo al que la economía aumenta su stock de capital físico, probablemente ha ejercido un rol importante en dicho crecimiento. Recurramos al análisis econométrico.

Desde el punto de vista del análisis econométrico, para el período histórico 1950-2000, se puede poner de manifiesto el vínculo entre el crecimiento de la economía, variable explicada (medida a precios constantes), y el crecimiento del gasto de inversión, reducido a la formación bruta de capital fijo, variable explicativa (medida a precios constantes).

11.4.2.1 Modelo econométrico: crecimiento del PIB real función de la formación bruta de capital fijo

El modelo de regresión lineal que asumiremos es el siguiente:

$$\text{PIBR}^* = \alpha + \beta(\text{FBKF}^*) + \mu$$

Donde:

PIBR* = crecimiento del producto interno bruto real

FBKF* = crecimiento de la formación bruta de capital fijo

α = intercepto

β = coeficiente de la pendiente

μ = término estocástico

Resumen de los resultados obtenidos completamente auspiciosos:

1) Ecuación lineal estimada	PIBR* = 3.674 + 0.156FBKF*
2) Error estándar estimado	ee = (0.509) (0.020)
3) Valores t estimados	t = (7.220) (7.925)
4) Probabilidad	p = (0.000) (0.000)
5) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.55$
6) Coeficiente correlación de Pearson	r = 0.75
7) Grados de libertad	g de l = 48
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,48} = 62.8$
9) Durbin Watson	DW = 1.563

Tuvimos resultados auspiciosos, debido a que la variable crecimiento de la FBKF determina en un 55%, la variable crecimiento del PIBR; la correlación, entre ambas variables, es positiva y elevada; y por cada 1% de cambio, en la variable independiente, provoca un cambio de 0.156%, de cambio en la variable dependiente (crecimiento del PIBR).

11.4.2.2 Modelo econométrico tipo log-lineal

Ahora procederemos a ensayar un modelo de regresión lineal, del tipo log-lineal, idéntico al que aplicamos para comprobar la competitividad estructural de la economía dominicana. De modo que $PIBR^* = (\alpha)FBKF^{*\beta}(\mu)$ donde:

$PIBR^*$ = crecimiento del producto interno bruto real

$FBKF^*$ = crecimiento de la formación bruta de capital fijo

α = constante

β = elasticidad del crecimiento del producto con respecto al crecimiento de la FBKF.

μ = termino estocástico.

En la función arriba indicada, es evidente que la relación entre el crecimiento del producto agregado con el crecimiento de la FBKF, es no lineal. Empero, si se transforma, dicho modelo, mediante la función logarítmica, obtenemos $\ln PIBR^* = \ln(a) + (b)\ln FBKF^* + \ln \mu$

Luego, el modelo que estamos ensayando, adquiere los ribetes propios de un modelo lineal en los parámetros y, por tanto, de regresión lineal, del tipo log-lineal.

Los resultados obtenidos, fueron los siguientes:

1) Ecuación lineal estimada	$\ln PIBR^* = \ln 0.89 + 0.366 \ln FBKF^*$
2) Error estándar estimado	ee = (0.27) (0.095)
3) Valores t estimados	t = (3.304) (3.851)
4) Valores p estimados	p = (0.002) (0.001)
5) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.31$
6) Coeficiente correlación de Pearson	CCP = 0.56
7) Grados de libertad	g de l = 33
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,33} = 14.827$
10) Durbin Watson	DW = 1.666

Los resultados obtenidos, en el presente modelo, son menos auspiciosos que en el anterior. Los signos están conformes con la teoría económica. Se mantiene la correlación positiva entre ambas variables; y el coeficiente 0.366 representa la elasticidad del crecimiento del PIBR respecto a la FBKF.

Ampliamos el modelo ensayado arriba, con la inclusión de otra variable explicativa, el factor trabajo, expresado en el número de ocupados, para el período 1960-2000

$$\ln\text{PIBR}^* = \ln\alpha + \beta\ln\text{FBKF}^* + \gamma\ln L + \ln\mu$$

Estamos frente a una función Cobb-Douglas linealizada.

Los resultados arrojados por el modelo son los siguientes:

1) Ecuación lineal estimada	$\ln\text{PIBR}^* = \ln 0.56 + 0.359\ln\text{FBKF}^* + (0.214)\ln L^*$
2) Error estándar estimado	ee = (0.391) (0.148) (0.072)
3) Valores t estimados	t = (1.433) (2.431) (2.972)
4) Valores p estimados	p = (0.17) (0.026) (0.009)
5) Coeficiente de determinación	$R^2 = 0.613$
6) Coeficiente correlación	R = 0.783
7) Grados de libertad	g de l = 17
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,17} = 13.444$
9) Durbin Watson	DW = 1.664

Los resultados son más que satisfactorios. Los signos están conformes a la teoría económica. Los coeficientes de determinación y correlación son elevados y los coeficientes de elasticidad son apropiados.

11.4.2.3 Influencia del producto y del tipo de interés

Ahora, ¿qué tipo de política asumió el Estado dominicano para influir en una variable que como la FBKF, ejerce una evidente incidencia sobre el producto agregado? ¿Cuál fue el grado de utilidad de esta política, para influir positivamente en la conformación y sostenimiento de la FBKF y, por tanto, influir sobre el crecimiento económico dominicano, en el largo plazo?

Para encontrar respuestas correctas, a las inquietudes supra mencionadas, vamos a recurrir a las evidencias empíricas en dos vertientes: investigaremos sobre la reacción de la FBKF, ante el coste de alquiler del factor capital (en la terminología neoclásica), en primer lugar; y la reacción de la FBKF, ante la dinámica de la producción de bienes y servicios, en segundo lugar.

Supondremos que el costo de alquiler del factor capital depende principalmente de la tasa de interés real. Por tal motivo, cuando aumenta la tasa de interés activa real, ello debiera poseer una repercusión reduccionista sobre la FBKF, dado que las empresas tendrían que pagar una mayor cantidad de dinero, por concepto de interés, a causa de concertar préstamos para adquirir maquinarias y equipos de producción.

Veamos ahora los resultados que arroja la vinculación econométrica de ambas variables, para la serie de tiempo 1981-2000.

11.4.2.4 Modelo econométrico: formación bruta de capital fijo función tipo de interés real

El modelo de regresión lineal que asumiremos es el siguiente:

$$\text{IFBKF} = \alpha + \beta \text{ITIR} + \mu$$

Donde:

IFBKF= índice de la formación bruta de capital fijo;

ITIR= índice da la tasa de interés real;

α = intercepto;

β = coeficiente de la pendiente.

μ = termino estocástico

Resumen de los resultados obtenidos:

1) Ecuación lineal estimada	IFBKF= 143.561 + 0.152ITIR
2) Error estándar estimado	ee= (16.761) (0.06)
3) Valores t estimados	t= (8.565) (2.522)
4) Probabilidad	p= (0.000) (0.021)
5) Coeficiente de determinación	r^2 = 0.26
6) Coeficiente correlación de Pearson	r= 0.51
7) Grados de libertad	g de l= 18
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,18}$ = 6.359
9) Durbin Watson	DW= 0.356

Los resultados empíricos arrojados por el modelo econométrico, arriba ensayado, no son verdaderamente contundentes, enjuiciados no solamente por los estadísticos establecidos, sino por los preceptos propios de la teoría económica, en lo que concierne al signo del coeficiente de la pendiente (+), cuando debió ser (-). Por tanto, debemos ampliar la investigación adicionando al análisis otra variable. ¿Cuál? El producto agregado.

11.4.2.5 Modelo econométrico: formación bruta de capital fijo función del tipo de interés real y del producto agregado

Ensayemos, para la misma serie de tiempo arriba explicitada, un modelo econométrico de regresión lineal múltiple, donde la variable explicada será la FBKF, mientras que las independientes serán la tasa de interés real y el producto agregado.

Las especificaciones del modelo son estas:

$$\text{IFBKF} = \alpha + \beta \text{ITIR} + \gamma \text{IPIBR} + \mu$$

Donde:

IFBKF= índice de formación bruta de capital fijo;

ITIR= índice de la tasa de interés real;

IPIBR= índice del producto interno bruto real;

α = constante;

β = coeficiente de la pendiente;

γ = coeficiente de la pendiente;

Resumen de los resultados obtenidos:

1) Ecuación lineal estimada	IFBKF= -163.602 - 0.09ITIR + .362IPIBR
2) Error estándar estimado	ee= (15.378) (0.015) (0.115)
3) Valores t estimados	t= (-10.680) (-0.637) (20.562)
4) Valores p estimados	p= (0.000) (0.533) (0.000)
5) Coeficiente de determinación	$R^2 = 0.97$
6) Coeficiente correlación de Pearson	R= 0.986
7) Grados de libertad	g de l= 17
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,17} = 289.095$
9) Durbin Watson	DW= 1.134

El tratamiento econométrico del problema, desarrollado arriba, desde la perspectiva de la regresión lineal múltiple, arrojó resultados más compatibles con la teoría económica. El coeficiente de la variable explicativa, tasa de interés real, es negativo, de donde se infiere una relación inversa con la FBKF; mientras que el coeficiente de la variable independiente (PIB real), resultó positivo, como debería ser; en segundo lugar, de hecho esta última variable quedó confirmada contundentemente como la variable clave en la explicación de la dinámica de la FBKF.

11.4.2.6 Modelo econométrico del tipo log-lineal

Ahora procederemos a estimar una función del siguiente tipo:

$$IFBKF = \alpha(IPIBR)^\beta(ITIR)^\gamma\mu$$

Donde

IFBKF= índice de la formación bruta de capital fijo;

IPIBR= índice del PIB real;

ITIR= índice de la tasa de interés real;

α = constante;

β = elasticidad de la formación de capital respecto al producto agregado;

γ = elasticidad de la formación de capital respecto al tipo de interés real.

μ = termino estocástico

En dicha función, es evidente que la relación entre IFBKF, con las variables independientes arriba establecidas, es no lineal. Empero, si se transforma, dicho modelo, mediante la función logaritmo, obtenemos

$$\ln(\text{IFBKF}) = \ln\alpha + (\beta)\ln(\text{IPIBR}) + \gamma\ln(\text{ITIR}) + \ln\mu$$

Luego, el modelo que estamos ensayando, adquiere los ribetes propios de un modelo lineal en los parámetros, y por tanto de regresión lineal, del tipo log-lineal.

Los resultados obtenidos fueron los siguientes:

1) Ecuación lineal estimada	$\ln\text{IFBKF} = \ln-4.10 + 2.024\ln\text{IPIBR} - 0.16\ln\text{ITIR}$
2) Error estándar estimado	ee= (0.376) (0.095) (0.071)
3) Valores t estimados	t= (-10.903) (21.363) (-2.259)
4) Valores p estimados	p= (0.000) (0.000) (0.037)
5) Coeficiente de determinación	$R^2 = 0.974$
6) Coeficiente correlación de Pearson	R= 0.987
7) Grados de libertad	g de l= 17
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,17} = 322.526$
9) Durbin Watson	DW= 2.227

11.4.2.7 Recapitulando⁴⁸

Podemos aseverar con Magín Díaz (guardando la diferencia entre ambas investigaciones), lo siguiente: “*El ajuste de la ecuación es bueno [digamos en verdad excelente] (alto R cuadrado (...)); la regresión es globalmente significativa y los coeficientes individuales son significativos y con el signo esperado de acuerdo a la teoría*”.⁴⁹ (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

la evidencia empírica, organizada y tratada desde el punto de vista econométrico, puso al descubierto que la tasa de interés no ha jugado un papel estelar en la República Dominicana, para explicar el comportamiento de la formación bruta de capital fijo; en contraste, el producto agregado, sí jugó un papel clave en el comportamiento de dicha variable; en confirmación de lo afirmado, las estimaciones logradas indican que la formación de capital es ultrasensible a las variaciones del producto agregado (elasticidad parcial elevada), no así con respecto a la tasa de interés (elasticidad parcial baja). En consecuencia, todo parece indicar que los agentes relacionados con la FBKF, en la República Dominicana, a la hora de ampliarla o reducirla, tomaron más en cuenta el estado de la economía (ciclo económico) y no tanto el costo de alquiler del factor capital neoclásico.

⁴⁸ Ver la bondad del ajuste econométrico en nuestra obra *Política económico-social dominicana*, pp. 375-376, 377-378, 378-379, 381-383, 384-386, 387-389.

⁴⁹ Díaz, Magín (2000): “Un modelo macroeconómico de corto plazo para proyecciones y análisis de políticas: el caso de República Dominicana”. En *Nueva literatura económica dominicana*. Santo Domingo, R.D., p. 80.

De todos modos, los resultados empíricos muestran que un aumento en el tipo de interés real tiene un impacto negativo en la formación de capital, de ahí el signo negativo del coeficiente del TIR.

Por otra parte, se puso en evidencia una retroalimentación entre el producto agregado y la formación de capital. Ésta influye sobre el producto agregado e igualmente éste sobredetermina a aquélla.

En nuestra investigación, que lleva por título *Modelo de interacción del multiplicador con el acelerador*, publicada en el mes de septiembre de 2008, en lo que concierne a la estimación econométrica de la función de inversión, la variable inversión, se vio influida por el incremento absoluto del producto agregado, confirmándose los resultados encontrados aquí discutidos y que aparecen en nuestra Tesis Doctoral.⁵⁰

11.4.2.8 Primer decenio siglo XXI: resultados similares

Para el primer decenio del siglo XXI, pudimos encontrar, respecto al producto agregado y la formación bruta de capital físico, las siguientes informaciones:

Cuadro 337
PIB, formación bruta de capital fijo (2001-2007)
(Año de referencia, 1991)

Año	Crecimiento del PIB real	Crecimiento de la formación bruta de capital fijo
2001	1,8	-0,4
2002	5,8	5,0
2003	-0,3	-20,2
2004	1,3	-1,8
2005	9,3	13,3
2006	10,7	21,3
2007	8,5	12,5

Fuente: Banco Central de la República Dominicana.

Veamos ahora los resultados que arroja la vinculación econométrica de ambas variables, para la serie de tiempo 2001-2007

El modelo de regresión lineal que asumiremos es el siguiente:

$$\text{PIB}^* = \alpha + \beta \text{FBKF} + \mu$$

Donde:

PIB= producto interno bruto;

⁵⁰ Invitamos, al lector, chequear nuestra obra *Modelo de interacción del multiplicador con el acelerador en la economía dominicana*.

FBKF= formación bruta de capital físico;

α = intercepto;

β = coeficiente de la pendiente.

μ = termino estocástico

Resumen de los resultados obtenidos:

1) Ecuación lineal estimada	PBI= 4.015 + 0.303FBKF
2) Error estándar estimado	ee= (0.681) (0.051)
3) Valores t estimados	t= (5,899) (5,885)
4) Probabilidad	p= (0.002) (0.002)
5) Coeficiente de determinación	r^2 = 0.874
6) Coeficiente correlación de Pearson	r= 0.935
7) Grados de libertad	g de l= 5
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,5}$ = 34,637
9) Durbin Watson	DW= 2,527

Estos resultados son halagüeños, están conformes a las orientaciones de la teoría económica. La determinación del producto agregado por la FBKF es significativa y ambas variables expresan una correlación positiva elevada.

11.4.3.1 Modelo econométrico: crecimiento del PIB real función del crecimiento del sector servicio

Desde el punto de vista del análisis econométrico, para el período histórico 1970-2000, se puede poner de manifiesto el vínculo entre el crecimiento de la economía, variable dependiente (medida a precios constantes de 1970), y el crecimiento del sector servicio variable independiente (medida a precios constantes de 1970).

Resumen del modelo aplicado:

1) Ecuación lineal estimada	PIBR= -0.702 + 1.072SS
2) Error estándar estimado	ee= (0.597) (0.094)
3) Valores t estimados	t= (-1.176) (11.46)
4) Valores p estimados	p= (0.249) (0.000)
5) Coeficiente de determinación	r^2 = 0.82
6) Coeficiente correlación de Pearson	r= 0.908
7) Grados de libertad	g de l= 28
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,28}$ = 131.334
9) Durbin Watson	DW=2.755

Los resultados del modelo corrido, son más que satisfactorios, particularmente en lo que concierne al coeficiente de la pendiente (1.072) y su signo y los coeficientes de determinación y correlación.

Continuemos con la incidencia del sector servicio sobre el crecimiento real de la economía, solo que ahora lo haremos desde la perspectiva del modelo de log-lineal.

$$\text{PIBR}^* = \alpha \text{SS}^{\beta} \mu$$

Donde:

PIBR*= crecimiento del producto interno bruto real;

SS*= crecimiento del valor real del sector servicio;

α = constante;

β = elasticidad del crecimiento del producto interno bruto real, con respecto al crecimiento real sector servicio;

μ = termino estocástico

Al linealizar este modelo, obtenemos:

$$\ln(\text{PIBR}^*) = \ln \alpha + \beta \ln(\text{SS}^*) + \ln \mu$$

Los resultados obtenidos son los siguientes:

1) Ecuación lineal estimada	$\ln \text{PIBR}^* = \ln -0.281 + 1.126 \ln \text{SS}^*$
2) Error estándar estimado	ee= (0.255) (0.145)
3) Valores t estimados	t= (-1.101) (7.746)
4) Valores p estimados	p= (0.281) (0.000)
5) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.698$
6) Coeficiente correlación	r= 0.835
7) Grados de libertad	g de l= 26
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,26} = 60.005$
9) Durbin Watson	DW= 3.111

Al igual que el otro modelo, el actual arrojó resultados excelentes. Signo apropiado del coeficiente de elasticidad del crecimiento del producto respecto al cambio en el crecimiento del SS; y los coeficientes de determinación y correlación son elevados.

11.4.3.2 Modelo econométrico: crecimiento del PIB real función de la apertura comercial al exterior

Otra transformación estructural de importancia, que se supone ha incidido en el crecimiento del PIB real (sujeta a verificación econométrica), es la apertura comercial al exterior de la economía

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

dominicana, medida por el peso específico de las exportaciones, de las importaciones o la suma de ambas en el PIB, toda vez que supone la emergencia de posibilidades de ampliación de las ventas al exterior, de la exigencia de aumento del volumen de bienes y servicios ofertados por la economía y la presión para que los factores de producción eleven su productividad. Todo ello es la presunción teórica.

Procedamos al análisis de regresión lineal, donde el crecimiento real del PIB, es la variable dependiente, mientras el crecimiento del grado de apertura, será la independiente.

$$\text{PIBR}^* = a + b\text{GAE}^* + \mu$$

Donde:

PIBR*= crecimiento del producto bruto interno real;

GAE*= crecimiento del grado de apertura externa;

a= intercepto;

b= coeficiente de la pendiente;

μ = término estocástico.

Resumen del modelo aplicado:

1) Ecuación lineal estimada	PIBR* = 5.210 + 0.038GAE*
2) Error estándar estimado	ee = (0.712) (0.04)
3) Valores t estimados	t = (7.315) (0.937)
4) Valores p estimados	p = (0.000) (0.354)
5) Coeficiente de determinación	r^2 = 0.018
6) Coeficiente correlación	r = 0.134
7) Grados de libertad	g de l = 48
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,48}$ = 1.254
9) Durbin Watson	DW = 1.872

Como se puede observar, los resultados son pírricos. Siendo así las cosas, debemos flexibilizar la forma de interacción de las cifras correspondientes a las variables involucradas en la investigación, concibiendo la tasa de variación del grado de apertura de la economía, como una variable *proxy* a la proporción X+M/PIB, es decir, al coeficiente de apertura de la economía, pura y simplemente. Éste, entonces, los relacionamos con la tasa de variación del PIB real. Al hacerlo, hemos logrado igualmente resultados desastrosos. Helos aquí:

1) Ecuación lineal estimada	T.C.PIBR= 4.461 + 0.0115GAE
2) Error estándar estimado	ee= (2.215) (0.036)
3) Valores t estimados	t= (2.014) (0.408)
4) Valores p estimados	p= (0.050) (0.685)
5) Coeficiente de determinación	r ² = 0.003
6) Coeficiente correlación	r= 0.059
7) Grados de libertad	g de l= 48
8) Test de la F de Fisher	F _{1,48} = 0.167
9) Durbin Watson	DW = 1.875

Pareciera que el grado de apertura externa, enarbolado como una gran bandera que auspicia el crecimiento, particularmente en los países relativamente menos desarrollados, se ha ido convirtiendo en un sofisma, en un subterfugio, mediante el cual organismos internacionales y potencias imperialistas, presionan a dichos países para que abran sus economías, y las expongan ante naciones con economías de alta competitividad estructural. Jorge Schvarzer,⁵¹ en su ensayo *La apertura económica, el comercio mundial y los bloques regionales*, pone al descubierto las debilidades del subterfugio evocado, hasta la saciedad, contrastando por un lado los 15 países más abiertos (para el año 2000), y los 15 países menos abiertos. ¿Qué encontró él?, bueno que en ambos bloques se encontraron países extraviados: países muy abiertos que no son desarrollados (verbigracia, Hungría, República Checa, Vietnam, Ucrania y Nigeria) y países relativamente cerrados, con alto desarrollo (Japón, Estados Unidos de Norteamérica, Australia, Reino Unido, Italia y Francia).⁵²

11.4.3.3 Modelo econométrico: crecimiento del PIB real función de la inversión extranjera directa

También el crecimiento económico dominicano, sobre todo en el decenio de los noventa del siglo XX, se supone estuvo influenciado por el flujo de capitales. Específicamente en el lapso 1991-1993, la República Dominicana sufrió un choque positivo en la cuenta de capital de la balanza de pagos, dando cuenta de un ingreso anual de capital privado equivalente a 3.9% del PIB. Esta tendencia en gran parte del decenio se mantuvo, aunque con un elemento muy negativo: una buena parte de estos capitales, eran de corto plazo, de naturaleza muy volátil, que accedieron al mercado doméstico en procura de aprovechar la existencia de tasas de interés superiores a las prevalecientes en los mercados internacionales.

Específicamente, en lo concerniente a la inversión extranjera directa (IED), durante varios decenios, la misma no acusó magnitudes apreciables. La economía dominicana era muy cerrada, y en adición, la ley que regulaba la inversión extranjera, reforzaba el carácter cerrado de dicha economía. No es sino en el decenio de los noventa, con una mayor apertura externa y la presencia de una nueva ley de inversión extranjera, que la IED, se intensifica.

⁵¹ Schvarzer, Jorge (2004): "La apertura económica, el comercio mundial y los bloques regionales". CESPAS/Universidad de Buenos Aires; Internet: www.uned.es/emma/schvarzer. PDF, consultado el 9 de junio de 2007.

⁵² Ver la bondad del ajuste econométrico, de los cuatro (4) modelos descriptos arriba, en nuestra obra *Política económico-social dominicana*, pp. 389-400.

De todos modos, el análisis econométrico, no le confiere importancia alguna en el proceso de crecimiento económico analizado, si nos atenemos rígidamente a la regresión de las tasas de variación del PIB real y de la IED.

Los resultados obtenidos del modelo utilizado, al observarlos, nos damos cuenta inmediatamente, sin efectuar análisis alguno, de la ausencia de influencia del crecimiento de la IED sobre la variable objeto de estudio. Incluso el coeficiente de la variable, arrojó un valor equivalente a cero. Huelga cualquier comentario adicional. Observe:

1) Ecuación lineal estimada	PIBR*= 5.213 + 0.000IEDR*
2) Error estándar estimado	ee= (0.712) (0.001)
3) Valores t estimados	t= (7.325) (0.515)
4) Valores p estimados	p= (0.000) (0.609)
5) Coeficiente de determinación	r ² = 0.005
6) Coeficiente correlación	r= 0.07
7) Grados de libertad	g de l= 49
8) Test de la F de Fisher	F _{1,49} = 0.265
9) Durbin Watson	DW= 1.903

11.4.3.4 Modelo econométrico del tipo log-lineal

Ahora, un caso totalmente distinto es cuando hacemos la regresión log-lineal del PIB real (variable explicada) y la IED, variable explicativa. Los resultados son auspiciosos como lo podemos advertir más abajo: el coeficiente de la pendiente, es positivo como debería ser; los coeficientes de la ecuación de regresión significativos; representativo coeficiente de determinación; apreciable coeficiente de correlación; F sumamente significativa e índices de condición, aceptables; aunque presenta problemas de autocorrelación, ya que el Durbin Watson, se aproxima a cero (0).

1) Ecuación lineal estimada	lnPIBR= ln6.155 + 0.414lnIEDR
2) Error estándar estimado	ee= (0.235) (0.061)
3) Valores t estimados	t= (26.243) (6.781)
4) Valores p estimados	p= (0.000) (0.000)
5) Coeficiente de determinación	r ² = 0.517
6) Coeficiente correlación	r= 0.719
7) Grados de libertad	g de l= 43
8) Test de la F de Fisher	F _{1,43} = 45.988
9) Durbin Watson	DW= 0.945

Pero nuestro objeto no es determinar si la IED tiene influencia o no en la determinación del producto agregado. De ninguna manera. Nuestro objeto es ver si efectivamente el cambio porcentual de la IED, impacta de modo significativo, el crecimiento del PIB real. No ha sido así, hasta el momento.

11.4.3.5 Insistiendo en el análisis econométrico

Empero podemos continuar profundizando la problemática en cuestión. Amelia Santos, en el laberinto en que nos encontramos, nos arroja luz: “Siguiendo algunos estudios [por ejemplo Balasubramanyam (...), 1996; Wang and Swain, 1995], la tasa de crecimiento del stock del capital doméstico es aproximada por la proporción de la inversión en el PIB. De la misma forma, [reemplazamos] las tasas de variación del capital extranjero por la proporción de IED en el PIB (...)”⁵³ (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

Siguiendo las orientaciones precisadas arriba, obtuvimos los siguientes resultados, por demás inapropiados, en el modelo de regresión lineal:

1) Ecuación lineal estimada	$PIBR^* = 3.502 + 0.905 IEDR / PIBR$
2) Error estándar estimado	ee= (0.966) (0.350)
3) Valores t estimados	t= (3.625) (2.589)
4) Valores p estimados	p= (0.001) (0.013)
5) Coeficiente de det.	$r^2 = 0.123$
6) Coeficiente correlación	r= 0.35
7) Grados de libertad	g de l= 48
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,48} = 6.712$
9) Durbin Watson	DW= 1.946

Si hacemos el análisis desde el modelo de regresión log-lineal, tenemos resultados idénticos: la IED no ha ejercido, en el caso dominicano, un impacto apreciable en el crecimiento de la economía, en el período bajo estudio. Mírenlo aquí:

1) Ecuación lineal estimada	$\ln PIBR^* = \ln 1.696 + 0.073 \ln IED / PIBR$
2) Error estándar estimado	ee= (0.124) (0.118)
3) Valores t estimados	t= (13.675) (0.621)
4) Valores p estimados	p= (0.000) (0.538)
5) Coeficiente de det.	$r^2 = 0.01$
6) Coeficiente correlación	r= 0.10
7) Grados de libertad	g de l= 38
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,38} = 0.385$
9) Durbin Watson	DW= 1.738

11.4.3.6 Modelo econométrico de regresión múltiple

Hasta este momento hemos considerado el crecimiento del producto agregado, insertado en modelos de una sola variable independiente (univariable). Ahora lo haremos con modelos en los que inciden varias variables independientes (multivariables). Consideraremos como sus determinantes la formación bruta de capital fijo, la inversión extranjera directa y el grado de apertura externa, variables para las que tenemos disponibles extensas series históricas. Algunas

⁵³ Santos, Amelia (1999): “Inversión extranjera directa, comercio y crecimiento en la República Dominicana y América Latina”. En *Nueva literatura económica dominicana*. Banco Central de la República Dominicana. Santo Domingo, pp. 38-39.

Aporte dominicano al marxismo desde la econometría y el cálculo diferencial e integral

de las variables independientes, como la IED, su tasa de variación será equiparada con la proporción de la IED respecto al PIB, un tanto igual acontecerá con el coeficiente de apertura de la economía dominicana. Aplicaremos un modelo de regresión lineal múltiple.

Los resultados, indiscutiblemente excelentes, fueron los siguientes:

1) Ecuación lineal	PIBR*=3.481+0.146FBKF*+0.633IEDR/PIBR-0.015GAE			
2) Error estándar	ee= (1.416)	(0.019)	(0.255)	(0.024)
3) Valores t	t= (2.459)	(7.602)	(2.486)	(-0.637)
4) Valores p	p= (0.018)	(0.000)	(0.017)	(0.527)
5) Coeficiente de det.	r ² = 0.613			
6) Coeficiente correlación	r= 0.783			
7) Grados de libertad	g de l= 46			
8) Test de la F de Fisher	F _{1,46} = 24.246			
9) Durbin Watson	DW= 1.874			

Veamos la interrelación de las mismas variables, arriba explicitada, pero desde el log-lineal y usando la tasa de variación de todas las variables involucradas.

$$\text{PIBR}^* = \alpha \text{FBKF}^{*\beta} (\text{IED}/\text{PIB})^{*\gamma} (\text{X}+\text{M}/\text{PIB})^{*\psi} \mu$$

Donde:

PIBR*= crecimiento del producto interno bruto real;

FBKF*= crecimiento de la formación bruta de capital fijo;

(IED/PIB)*= crecimiento de la proporción de la inversión extranjera directa con respecto al producto;

(X+M/PIB)*= crecimiento del grado de apertura externa de la economía;

α = constante;

β = elasticidad del producto con respecto al crecimiento de la FBKF;

γ = elasticidad del producto con respecto al crecimiento de la proporción IED/PIB;

ψ = elasticidad del producto con respecto al crecimiento del grado de apertura externa.

μ = término estocástico.

En esta función, $PIBR^* = \alpha FBKF^{\beta} (IED/PIB)^{\gamma} (X+M/PIB)^{\psi} \mu$, es evidente que la relación entre el producto agregado con respecto a la tasa de variación de FBKF, IED/PIB y X+M/PIB, es no lineal. Empero, si se transforma, dicho modelo, mediante la función logaritmo, obtenemos:

$$\ln PIBR^* = \ln \alpha + (\beta) \ln FBKF^* + (\gamma) \ln (IED/PIB)^* + (\psi) \ln (X+M/PIB)^* + \ln \mu$$

Luego, el modelo que estamos ensayando, adquiere los ribetes propios de un modelo lineal en los parámetros, y por tanto de regresión lineal, del tipo log-lineal.

Estos fueron los resultados, no muy auspiciosos:

1) Ecuación lineal estimada	$\ln PIBR^* = \ln 1.414 + 0.335 \ln FBKF^* + 0.082 \ln (IEDR/PIBR)^* - 0.122 \ln GAE^*$
2) Error estándar estimado	ee= (1.109) (0.109) (0.09) (0.249)
3) Valores t estimados	t= (1.275) (3.062) (0.918) (-0.487)
4) Valores p estimados	p= (0.212) (0.005) (0.366) (0.630)
5) Coeficiente de det.	$R^2 = 0.293$
6) Coef. correlación de Pearson	$R = 0.54$
7) Grados de libertad	g de l= 29
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 29} = 4.013$
9) Durbin Watson	DW=1.78

Enfrentemos nuestro asunto, usando variables proxy (proporción IED/PIB, en vez de la tasa de variación de la IED, y simplemente el GAE, en vez de la tasa de variación), para el mismo modelo log-lineal. Estos fueron los resultados, no muy auspiciosos:

1) Ecuación lineal estimada	$\text{LnPIBR}^* = \ln 0.827 + 0.35 \ln \text{FBKF}^* + 0.073 \ln (\text{IEDR}/\text{PIBR}) + 0.014 \ln \text{GAE}$				
2) Error estándar estimado	ee=	(0.794)	(0.112)	(0.092)	(0.167)
3) Valores t estimados	t=	(1.041)	(3.121)	(0.794)	(0.082)
4) Valores p estimados	p=	(0.307)	(0.04)	(0.434)	(0.935)
5) Coeficiente de determinación	$R^2 =$	0.286			
6) Coeficiente correlación de Pearson	$R =$	0.535			
7) Grados de libertad	g de l=	29			
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,29} =$	3.868			
9) Durbin Watson	DW=	1.78			

Con estos resultados hay una conclusión obligada: la IED y el GAE, sus coeficientes, no resultaron significativos desde el punto de vista estadístico, por consiguiente, su impacto en el crecimiento del PIB real, es imperceptible.

11.4.6 Juicios críticos.⁵⁴

La evaluación del crecimiento, sin dudas, arroja una vocación no sustentable en el largo plazo, en la medida que ataca ferozmente al medio ambiente dominicano.

El modelo de crecimiento dominicano, no sólo ha sido un modelo concentrado e insustentable en el largo plazo, sino que de hecho ha implicado un crecimiento con restricción de balanza de pagos, de estirpe keynesiana, como lo tipifica J. McCombie, en su ensayo *Balance-of-payments-constrained economic growth*.⁵⁵ Asimismo, la CEPAL ha puesto al descubierto la imposibilidad

⁵⁴ Ver la bondad del ajuste econométrico, de los distintos modelos descriptos arriba, en el epígrafe 11.4, en nuestra obra *Política económico-social dominicana*, pp. 400-423.

⁵⁵ Véase a McCombie, J. (2003): "Balance-of-payments-constrained economic growth". *Postkeynesian economics*. Printed in Great Britain, pp. 15-20.

de mantener indefinidamente un crecimiento observado por encima del crecimiento económico con equilibrio externo.⁵⁶

El peligro que representa este modelo, radica en que el país no puede pretender sustentar su crecimiento económico en el largo plazo, sin resolver la restricción de una balanza de pagos deficitaria en cuenta corriente, sistemáticamente financiada en base a flujos de capital de corto plazo, que trae como resultado un incremento de la proporción deuda externa/PIB, el riesgo de un colapso del tipo de cambio, la ocurrencia de una espiral depreciación-inflación y la posibilidad de deterioro de la credibilidad del país, en los mercados internacionales financieros, como ocurrió en el decenio de los ochenta y a principios del primer decenio del presente siglo; por consiguiente, en el largo plazo se requiere que la balanza básica, es decir, la cuenta corriente más el flujo de capital de largo plazo, alcance un estado de equilibrio, o en caso contrario el crecimiento económico alcanzado no será consistente con el pleno empleo de la fuerza de trabajo.

Reflexionemos de conformidad a Sen, que dice: “(...) *Si el punto de partida del enfoque es la identificación de la libertad como el objeto principal del desarrollo, el objetivo del análisis de la política económica y social es el establecimiento de los nexos empíricos que hacen que el punto de vista de la libertad sea coherente y convincente como perspectiva que guía el proceso de desarrollo*”.⁵⁷ (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

Desde aquella perspectiva, el desarrollo puede concebirse como un proceso de expansión de las libertades reales de que disfrutaban los individuos; exige la eliminación de las principales fuentes de privación de libertad: la pobreza y la tiranía, la escasez de oportunidades económicas y las privaciones sociales sistemáticas, el abandono en que pueden encontrarse los servicios públicos y la intolerancia o el exceso de intervenciones de los Estados represivos.

En efecto, liquidada la tiranía trujillista en mayo de 1961, la República Dominicana, se encarriló por el camino trazado por Amartya Sen, pero con muchos tropiezos ocasionados por la presencia del trujillismo sin Trujillo, que privó de una democracia auténtica y de una verdadera libertad a la nación dominicana en los terrenos de las libertades políticas (en forma de libertad de expresión y elecciones libres), que contribuirían a fomentar la seguridad económica; la libertad de oportunidades sociales (en forma de servicios educativos y sanitarios) que facilitarían la participación económica; y la libertad de los servicios económicos (en forma de oportunidades para participar en el comercio y la producción) que contribuiría a generar riqueza personal general, así como recursos públicos para financiar servicios sociales.⁵⁸

Por otra parte, se nota que la República Dominicana ha tenido serios tropiezos para alcanzar un crecimiento sostenido, a causa de que las estrategias de desarrollo implantadas no fueron congruentes con el perfil socio-económico prevaleciente en cada época en el país.

⁵⁶ “... *la economía dominicana ha podido crecer por encima de su capacidad de equilibrio dado por el desempeño comercial, en virtud de que la brecha existente se ha podido subsanar a partir de los ingresos de divisas provenientes de las remesas y la inversión extranjera directa. De no existir estas u otras fuentes de divisas...la economía dominicana habría enfrentado un techo de crecimiento mucho menor*” (CEPAL -2001: *Desarrollo económico y social en la República Dominicana*, p. 296). (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

⁵⁷ Sen, A. (2000): *Desarrollo y libertad*. Planeta, impreso en España, p. 16.

⁵⁸ Véase la obra citada de A. Sen, pp. 19-28.

Aparentemente nos persigue el viejo principio de la causación circular y acumulativa de Myrdal, que nos impide romper el círculo vicioso de carencias y exclusiones, para internarnos en el camino del desarrollo sostenido y sostenible. Trujillo emprende la estrategia de industrialización sustitutiva, que arranca con cierto vigor en el decenio de los cuarenta del siglo XX, empero castra su desarrollo, habida cuenta que la aplica para incrementar su poder económico y político sobre la nación, mas no con el criterio de desarrollar una auténtica clase industrial nacional que fuera capaz de motorizar el desarrollo capitalista dominicano, sin sujeción al poder imperialista; es más, el tirano impidió prácticamente tal articulación de dicha clase, manteniendo subsumidos a algunos burgueses tradicionales a su poder incontrovertible. La estrategia, entonces, delató tempranamente su incoherencia.

En el período que sucede a la liquidación de la tiranía trujillista, 1961-1965, la estrategia de la industrialización sustitutiva es sepultada, instaurando en su lugar el capitalismo de estado a resultas de la estatización de los activos productivos del tirano, una cierta apertura de la economía y se le da riendas sueltas a las importaciones. Esta estrategia trajo consigo la agudización de los problemas de la balanza de pagos; sus efectos no pudieron ser más nefastos. En el período constitucional, 1966-2000, la estrategia ha seguido un curso errático: restitución de la industrialización sustitutiva que sólo sirvió para que se incurriera en un costo social impresionante para su edificación, modelo de la demanda inducida y el modelo fundamentado en el turismo, zonas francas y remesas de los dominicanos residentes en el exterior. La nota distintiva de todas ellas ha sido la incoherencia.⁵⁹

A propósito de la importancia de que las estrategias de desarrollo sean coherentes, miren lo que dicen Dento, Geoffrey, Forsyth, Murriay, MacLennan y Malcolm: *“Las experiencias económicas de los tres países muestran que no puede afirmarse que la adopción de un método determinado de administración económica sea necesario con el fin de conseguir un rápido crecimiento, pues tanto Francia como Alemania lo han conseguido con métodos claramente diferentes. Pero tanto Francia como Alemania, enfrentados inicialmente al problema de romper un círculo vicioso de lento crecimiento y convertirlo en un proceso autosostenido de crecimiento rápido, adoptaron una estrategia de desarrollo congruente. En Alemania el punto de flexión se alcanzó a principios de los años cincuenta, mediante un volumen importante de intervenciones selectivas a favor de la inversión y de las exportaciones y también mediante los controles a la importación, seguidos por una aplicación bastante generalizada de los principios neoliberales, incluyendo una prolongada aplicación de medidas de restricción monetaria, a pesar de una situación de alto desempleo.*

“En Francia, el punto de flexión tomó la forma del aliento de la inversión pública y la conducción de la inversión privada, con ayuda de los planes indicativos, y de la aceptación de las consecuencias, primero de la inflación acompañada por controles de importación y subsidios a la exportación y, posteriormente, de la devaluación de la moneda. En consecuencia, tanto en Alemania como en Francia se estableció un proceso de desarrollo autosostenido, con un alto nivel de producción, aumento de las exportaciones y superávit de balanza de pagos. Los métodos fueron diferentes, pero en ambos países, a pesar de numerosas disensiones internas,

⁵⁹ Cuidado, señores, que todavía la República Dominicana, posiblemente no ha alcanzado en firme la tercera etapa del crecimiento rostowiano del “IMPULSO INICIAL”, empero forzamos a la población a un alto consumo en masa, ahora globalizado.

*las políticas fueron seguidas de manera firme. El hecho de que la Gran Bretaña haya permanecido, a lo largo de este período, sumida en el círculo vicioso de lento crecimiento y déficit de balanza de pagos, debe atribuirse a que no se reconoció que el rápido crecimiento requiere de la adopción de políticas vigorosas y congruentes, tales como el ajuste de la paridad de la moneda o una deflación rigurosa y persistente, combinada con la concentración de los incentivos en el incremento de las exportaciones (...), a fin de romper la restricción de balanza de pagos”.*⁶⁰ (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

Por otra parte, este crecimiento a diferencia del conocido en sociedades desarrolladas, en las cuales los incrementos del PIB derraman elementos de bienestar sobre la población de ingresos medios y bajos, en gran medida ha tenido impactos muy limitados en la necesidad de producir rupturas sustantivas con trabas estructurales que impiden el desarrollo menos tortuoso de la República Dominicana. De modo, que el crecimiento en ocasiones ha servido para fortalecer la cultura de dispendio de los grupos y clases sociales que hegemonizan la vida de la República, dándole fuerza a la tesis de capitalismo tardío y a la propuesta baranista del carácter dispendioso e irracional del aparato productivo existente.⁶¹

Si bien, hoy la República Dominicana, en el plano de la infraestructura productiva y en el plano superestructural, presenta diferencias significativas con la nación dominicana en el estadio trujillista, se advierte rémoras del capitalismo tardío como son la ostentación, el despilfarro, y el uso del Estado para realizar negocios personales. Es por esta razón que Baran, apuntaba: “(...) *En éstos la diferencia no reside, como en los países avanzados, entre un grado más bajo o más alto de desarrollo, o entre la solución final que pueda darse actualmente al problema de la escasez y la continuación de la monotonía del trabajo, la pobreza y la degradación cultural. La diferencia, en los países atrasados, está entre una miseria abismal y una existencia decente, entre la pobreza sin esperanzas y la euforia del progreso (...)*”.⁶² (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

Finalmente, la contrastación empírica, en el campo del crecimiento económico, que hemos realizado, delataron la presencia hegemónica de la formación de capital y de la población ocupada, como los factores motrices del crecimiento económico dominicano, en el largo período estudiado. La presunción de que la tasa de variación del grado de apertura externa (GAE), podría constituirse en un factor que aportara una cuota visible de participación en el crecimiento estudiado, la evidencia empírica la puso en cuestión. El famoso GAE, pudimos comprobar que no tiene incidencia alguna en tal crecimiento, aunque incluso lo presentamos en los modelos ensayados, como variable *proxy* (próxima a la auténtica) a su tasa de variación, no cuajó. El GAE es muy publicitado, es muy llevado y traído, en las discusiones sobre política económica en la República Dominicana, pero “el grano”, “el chocolate” aportado al crecimiento fue imperceptible.

⁶⁰ Dento, G.; Forsyth, M.; y MacLennan, M. (1970): *Planeación y política económica en la Gran Bretaña, Francia y Alemania*. Siglo XXI. México, pp. 408-409.

⁶¹ Véase las obras, *Capitalismo tardío en la República Dominicana* (J. Bosch) y *La economía política del crecimiento* (P. Baran).

⁶² Baran, P. (1977): *La economía política del crecimiento*. FCE, México. Sexta reimpresión, p. 314.

La tercera oleada de globalización económica, que se concretiza a partir del decenio de los ochenta, trajo consigo como uno de sus paradigmas predilectos, la apertura externa de las economías, como condición para emprender el sendero del crecimiento. Pero este paradigma no emerge del seno de los países menos desarrollados, sino a voluntad del mundo altamente desarrollado. De modo que el GAE, en la coyuntura actual, beneficia no tanto al mundo subdesarrollado, sino al desarrollado. Es más su imposición no ha servido sino para exponer el aparato productivo nacional, plagado de ineficiencias y limitaciones estructurales, a los golpes demoledores del aparato productivo de los países altamente desarrollados, particularmente de los Estados Unidos de Norteamérica. El GAE simplemente ha significado el aumento notable de las importaciones de bienes y servicios, por parte de la República Dominicana, dando cuenta de un ascenso sin igual de la propensión marginal a importar, que de 0.1989, al final del trujillismo, pasa a 0.92 en el período 1980-2000, es decir se multiplicó por 4.62.

En lo que respecta a la inversión extranjera directa (IED), ocurrió algo parecido, no hubo forma de probar que la tasa de variación de ésta, fuera un factor de participación apreciable en el crecimiento del producto agregado. Óigase bien, en el crecimiento del producto agregado, no estamos hablando de la determinación del producto agregado, donde sin dudas, su participación es perceptible. Tuvimos que recurrir al criterio de aproximar la tasa de variación de la IED, a otra variable similar (proporción IED/PIB), para que pudiera aparecer con un coeficiente estadístico significativo, al calor de la regresión lineal; claro, significativo al pasar la prueba de hipótesis nula, pero aun así de una magnitud que no puede ser vista como notable o apreciable.

De hecho, ambas, la IED y el GAE, pueden ser calificadas del modo siguiente: la primera hizo un aporte pálido al crecimiento real de la economía; la segunda, su aporte no fue pálido, más bien fue nulo. Y es que tenemos que convenir que en la determinación del crecimiento económico dominicano, convergen factores que provienen de fuentes inmediatas y factores que provienen de fuentes últimas. En efecto, “(...) *Dicho proceso es el que llevó a Kuznets y Abramovitz a diferenciar entre las fuentes “inmediatas” y “últimas” de crecimiento económico. Según ellos la creciente relación entre el capital y la mano de obra (...) constituye una fuente “inmediata” de crecimiento, en tanto que el aprendizaje, la acumulación de capacidad tecnológica local, los cambios institucionales y el mejoramiento de la capacidad de organización productiva se consideran fuentes “últimas” de desarrollo económico y social, y representan fuerzas sociales ocultas que operan bajo la superficie (...)*”.⁶³ (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

Sobre las fuentes inmediatas del crecimiento, debemos decir que si la formación de capital y la población ocupada, se constituyeron en la fuerza motriz del crecimiento del PIB real, debieron ser privilegiadas en la conformación y aplicación de la política económica pro-crecimiento. Pero con un Estado fallido, como el dominicano, poco pudo hacerse en ese sentido. Después del fracaso de la industrialización sustitutiva, período 1950-1980, el Estado dominicano se la pasa hablando del turismo, de las remesas de los dominicanos radicados en el exterior, de las bondades de la IED y sobre todo del grado de apertura externa (GAE); la formación de capital, en los dos últimos decenios del siglo XX, se fue desarrollando de manera espontánea, por el pujante sector privado, con la casi indiferencia del fallido Estado dominicano, que sí ha sido

⁶³ Katz, Jorge (2006): “Cambio estructural y capacidad tecnológica local”. Revista de la CEPAL 89; impresa en Santiago de Chile.

muy diligente en propiciar la permanencia de tasas de interés activas, en el mercado monetario, prohibitivas para el desarrollo industrial. Si el Estado burgués dominicano, revelóse fallido en la promoción de la formación de capital, clave para el crecimiento económico, peor ha sido en el tratamiento de la población ocupada, que desempeña sus labores productivas en medio de las condiciones más adversas a la eficiencia, la competitividad, a la alta productividad y al bienestar. Ser guardián para que se cumplan todas las leyes del régimen capitalista de producción, donde el trabajo es un elemento accesorio al capital, y dilapidar los recursos que la sociedad pone en sus manos, constituyó su razón de ser.

De las fuentes últimas del crecimiento, de las “fuerzas sociales ocultas que operan bajo la superficie”, poco, por no decir nada, se puede hablar en lo que concierne a iniciativas loables asumidas por el Estado burgués dominicano. Es un Estado, que en la materia que nos ocupa, habla mucho, pero hace poco para incentivar el aprendizaje y escolaridad de la población ocupada; vistosa propaganda sobre la edificación de centros de Internet, pero mantiene una educación básica desarrollándose en medio de condiciones absolutamente adversas, sin suficientes butacas, carencia de material gastable y sueldos magisteriales que no cubren la canasta alimentaria. Diga usted, amigo lector, de que “aprendizaje” se puede hablar. ¿Acumulación de capacidad tecnológica local? De ningún modo. Una cosa es el crecimiento cuantitativo de la formación de capital, como en efecto ha acontecido, en la República Dominicana, y otra cosa es la acumulación de capacidad tecnológica, que requiere del aprendizaje progresivo de la población ocupada, de la presencia del empresario innovador y la continua modificación y adaptación de la tecnología a las condiciones concretas de nuestro país, en un contexto de transformación productiva con equidad, como aconseja la CEPAL; decir que ello se ha acometido, es faltar de manera flagrante a la verdad. Por su parte, en los cambios institucionales y el mejoramiento de la capacidad de organización de la producción, es tal la inercia promovida por el Estado burgués dominicano, que cuando se han dado pasos de avance en esos renglones, se deben a cambios discontinuos paridos por explosiones de crisis. Y es que el Estado, antes que ejercer un rol lubricante de los cambios incrementales, para impulsar el avance institucional de la nación dominicana, la partidocracia que lo hegemoniza, lo lleva a convertirse en retranca, ora desde el Poder Ejecutivo, ora desde el Poder Parlamentario, ora desde el Poder Judicial.

Sin dudas, el crecimiento económico desde los intereses de los de “abajo”, del proletariado y los campesinos pobres, ha sido un obvio fracaso.

11.5 Balance del fracaso en el campo de la política fiscal dominicana

Al pasar balance de la política fiscal dominicana (1950-2000), nos centramos primordialmente en sus dos renglones principales, es decir, el gasto público e ingresos públicos. El primero, procura obtener varios objetivos, quizá el más importante es contribuir al desarrollo económico de la nación. Analicemos.

11.5.1 Modelo econométrico: producto agregado función del gasto público

De inmediato procederemos a observar, en el plano econométrico, el accionar del gasto del gobierno nacional en su interacción con el producto agregado, donde éste es la variable

dependiente y el gasto la variable independiente, ambas variables valoradas a precios constantes de 1970.

Resumen de los resultados del modelo de regresión lineal utilizado:

1) Ecuación lineal estimada	PIBR= -255.548 + 1.777GRGN
2) Error estándar estimado	ee= (175.4) (0.094)
3) Valores t estimados	t= (-1.457) (18.881)
4) Valores p estimados	p= (0.152) (0.000)
5) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.89$
6) Coeficiente correlación	CCP= 0.94
7) Grados de libertad	g de l= 44
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,44} = 356.47$
9) Durbin Watson	DW= 0.498

El análisis econométrico presentado, arroja datos adicionales dignos de mayor ponderación. Así, la pendiente arrojó un coeficiente positivo del orden de 1.777, el cual implica un aumento de 1.777%, en el producto agregado, cuando el gasto del gobierno nacional aumenta apenas un 1%. Se delata aquí una reacción muy flexible del producto ante las variaciones del gasto. Sin embargo, el cálculo del PIB real estimado, a partir de la ecuación de regresión, arriba establecida, arroja valores persistentemente superiores a los del PIB real observado, marcando un abismo que se agranda en el interregno 1980-2000; dicha diferencia podría tener su base de explicación, en la existencia de algunos factores limitantes, en la ejecución del gasto público, que alimentan un PIB real, inferior al estimado.

11.5.2 Modelo econométrico del tipo log-lineal

Ahora procederemos a ensayar un modelo de regresión lineal, del tipo log-lineal. De modo que

$$\text{PIBR} = \alpha \text{GRGN}^\beta \mu$$

Donde

PIBR= producto interno bruto real;

GRGN= gasto real del gobierno nacional;

α = constante;

β = elasticidad del producto con respecto al gasto real del gobierno nacional.

μ = término estocástico

En la función establecida arriba, es evidente que la relación entre el producto agregado con el gasto público, es no lineal. Empero, si se transforma, dicho modelo, mediante la función logaritmo, obtenemos

$$\ln\text{PIB} = \ln(\alpha) + (\beta)\ln\text{GRGN} + \ln\mu$$

Luego, el modelo que estamos ensayando, adquiere los ribetes propios de un modelo lineal en los parámetros, y por tanto de regresión lineal, del tipo log-lineal.

Estos fueron los resultados:

1) Ecuación lineal estimada	$\ln\text{PIBR} = \ln-1.637 + 1.28\ln\text{GRGN}$
2) Error estándar estimado	ee= (0.499) (0.068)
3) Valores t estimados	t= (-3.28) (18.774)
4) Valores p estimados	p= (0.002) (0.000)
5) Coeficiente de det.	$r^2 = 0.89$
6) Coeficiente correlación	CCP= 0.94
7) Grados de libertad	g de l= 44
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,44} = 352.469$
9) Durbin Watson	DW= 0.594

Los resultados, en este modelo, son tan auspiciosos, como los correspondientes al modelo anterior.

11.5.3 Modelo econométrico del tipo log-lineal: el gasto público función del PIB real

A su vez, el PIB real, en particular, ejerce un impacto fuerte sobre el gasto público. Ensayemos un modelo log-lineal, donde la variable explicada ahora será el gasto público, mientras que el producto agregado y los ingresos tributarios reales, jugarán el rol de variables explicativas.

La función a estimar es la siguiente:

$$\ln\text{GRGN} = \ln\alpha + \beta\ln\text{PIBR} + \gamma\ln\text{ITR} + \ln\mu$$

donde

GRGN= gasto real del gobierno nacional;

PIBR= producto interno bruto real;

ITR= ingreso tributario real;

α = constante;

β = parámetro que representa la elasticidad parcial del gasto público, respecto al PIB real;

γ = parámetro que representa la elasticidad parcial del gasto público, respecto al ingreso tributario real.

μ = término estocástico

Los resultados obtenidos fueron estos:

1) Ecuación estimada	$\ln\text{GRGN} = \ln 1.869 + 0.397\ln\text{PIBR} + 0.411\ln\text{ITR}$
2) Error estándar estimado	ee= (0.240) (0.074) (0.092)
3) Valores t estimados	t= (7.780) (5.392) (4.454)
4) Valores p estimados	p= (0.000) (0.000) (0.000)
5) Coeficiente de determinación	$R^2 = 0.924$
6) Coeficiente correlación	R= 0.961
7) Grados de libertad	de l= 43
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,43} = 261.714$
9) Durbin Watson	DW= 0.771

Estos resultados, como lo puede comprobar el lector, son excelentes.

11.5.4 Modelo econométrico: ingresos fiscales función del PIB real

Por otra parte, los ingresos públicos, al igual que el gasto, en el decenio de los ochenta experimentaron un retroceso notable.

Es en el decenio de los noventa, cuando dicha variable recupera el nivel que tuvo en el 1975. Algo análogo ocurrió en el resto de la región. *“En el decenio de los ochenta –dice la CEPAL- el comportamiento de los ingresos corrientes del sector público en los países de la región fue variando, aunque en casi todos los casos se registraron fuertes contracciones; al cabo de la década de la crisis los niveles reales de algunos países eran inferiores a los del comienzo, en tanto que otros habían logrado incrementos significativos. Los marcados descensos de los ingresos, cuando ocurrieron, se asociaron principalmente con la recesión económica, el deterioro de los precios de exportación y la aceleración inflacionaria (...)”*⁶⁴ (Comillas, cursiva Y el punto suspensivo son nuestros).

Para este caso estamos estructurando un modelo econométrico de regresión lineal, donde la variable dependiente es el ingreso fiscal y la variable independiente, el PIB real.

Resultados del modelo:

1) Ecuación lineal estimada	$\text{IFR} = 47.215 + 0.602\text{PIBR}$
2) Error estándar estimado	ee= (12.213) (0.029)
3) Valores t estimados	t= (3.866) (21.099)
4) Valores p estimados	P= (0.000) (0.000)
5) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.91$

⁶⁴ CEPAL (1990): Op. cit., p. 206.

6) Coeficiente correlación de Pearson	CCP= 0.95
7) Grados de libertad	g de l= 44
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,44} = 445.171$
9) Durbin Watson	DW= 0.724

Ahora procederemos a ensayar un modelo de regresión lineal, del tipo log-lineal. De modo que $IFR = \alpha PIBR^\beta \mu$

Donde

IFR= ingresos fiscales reales;

PIBR= producto interno bruto real;

α = constante;

β = elasticidad del ingreso del gobierno con respecto al producto agregado;

μ = término estocástico

En esta función, $IFR = \alpha PIBR^\beta \mu$ es evidente que la relación entre el ingreso fiscal, con el producto agregado, es no lineal. Empero, si se transforma, dicho modelo, mediante la función logaritmo, obtenemos

$$\ln IFR = \ln(\alpha) + (\beta)\ln PIBR + \ln \mu$$

Luego, el modelo que estamos ensayando, adquiere los ribetes propios de un modelo lineal en los parámetros, y por tanto de regresión lineal, del tipo log-lineal.

Estos fueron los resultados:

1) Ecuación lineal estimada	$\ln IFR = \ln 1.316 + 0.727 \ln PIBR$
2) Error estándar estimado	ee= (0.204) (0.035)
3) Valores t estimados	t= (6.456) (20549)
4) Valores p estimados	p= (0.000) (0.000)
5) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.91$
6) Coeficiente correlación	CCP= 0.95
7) Grados de libertad	g de l= 44
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,44} = 422.279$
9) Índice de condición	IC= 1 y 17.963
10) Durbin Watson	DW= 0.817

Los resultados fueron excelentes.

Si el radio de acción fuera ampliado, a una variable explicativa más (ingresos fiscales con rezago), los resultados siguen siendo excelentes, como se puede apreciar más abajo: todos los coeficientes son estadísticamente significativos; un coeficiente de determinación elevado y por consiguiente una notable correlación positiva, en este caso, entre las variables.

1) Ecuación lineal estimada	$\ln IFR = \ln 0.693 + 0.486 \ln IFR_{t-1} + 0.375 \ln PIBR$
2) Error estándar estimado	ee= (0.271) (0.144) (0.108)
3) Valores t estimados	t= (2.557) (3.378) (3.461)
4) Valores p estimados	p= (0.014) (0.002) (0.001)
5) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.92$
6) Coeficiente correlación	CCP= 0.959
7) Grados de libertad	g de l= 42
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,42} = 242.876$
9) Índice de condición	IC= 1, 21.64 y 84.252)
10) Durbin Watson	DW= 1.593

11.5.5 Modelo econométrico: entrada de efectivo a la empresa pública función del tiempo

Por su parte, el ahorro gubernamental, a lo largo de todo el período estudiado, en el componente ahorro corriente (diferencia entre ingreso y gasto corrientes) del gobierno central, estuvo arrojando saldos positivos, contribuyendo a financiar la inversión.

En cambio, el ahorro primario (diferencia entre ingreso primario y gasto primario; a su vez el ingreso primario es igual al ingreso total menos los ingresos derivados de préstamos bancarios internos y externos y emisión de bonos, el gasto primario es la suma del gasto corriente e inversión fija bruta) del gobierno central, aunque superavitario, en menor magnitud que el ahorro corriente, dejó poca holgura para la operabilidad del gobierno central, por consiguiente el ahorro operacional (diferencia entre el ingreso total y el gasto total) mostró poca fortaleza para realizar transferencia al resto del sector público, para evitar la recurrencia al déficit.

La presión deficitaria que experimentó el ahorro operacional del gobierno central, coexistió con saldos deficitarios abiertos en otras áreas del sector público, especialmente las empresas estatales, cuyo saldo global fue deficitario persistentemente en el período 1980-1999, obligando al gobierno central a destinar cuantiosos recursos financieros en forma de transferencias.

Procedamos a la realización del correspondiente análisis econométrico, aplicando un modelo de regresión lineal, donde la variable dependiente será la entrada de efectivo de la empresa pública, y el tiempo, la variable independiente.

Resultados arrojados por el modelo:

Entrada de efectivo a la empresa pública:

1) Ecuación lineal estimada	$EFEP = -4,411.819 + 1107.355 \text{Tiempo}$
2) Error estándar estimado	ee= (1273.705) (106.327)

3) Valores t estimados	t= (-3.464) (10.415)
4) Valores p estimados	p= (0.003) (0.000)
5) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.858$
6) Coeficiente correlación	CCP= 0.926
7) Grados de libertad	g de l= 18
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,18} = 108.46$
9) Durbin Watson	DW= 1.767

11.5.6 Modelo econométrico: gasto total de la empresa pública función del tiempo

Apliquemos un segundo modelo, donde la variable dependiente será, ahora, el gasto total de la empresa pública y el tiempo, la variable independiente.

Resultados arrojados por el modelo:

Gasto total de la empresa pública:

1) Ecuación lineal estimada	$GTEP = -4,220.869 + 1,125.742 \text{Tiempo}$
2) Error estándar estimado	ee= (1226.871) (102.417)
3) Valores t estimados	t= (-3.440) (10.992)
4) Valores p estimados	p= (0.003) (0.0000)
5) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.87$
6) Coeficiente correlación	CCP= 0.933
7) Grados de libertad	g de l= 18
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,18} = 120.818$
9) Durbin Watson	DW= 0.22

11.5.7 Juicios críticos.⁶⁵

¿Cómo se verificó la consecución de este objetivo, en la República Dominicana, en el período estudiado? Veamos: el gasto público impulsa el desarrollo económico de conformidad con su cuantía y de su calidad. Desde el 1955 el gasto real del Gobierno Nacional, en cuanto a su volumen, ha sido notorio. Su monto en el año 2000 fue 67.5 veces mayor que en el 1955.

En los primeros decenios de la segunda mitad del siglo XX, el gasto real del Gobierno Nacional tuvo un comportamiento ascendente. Factores internos y factores externos favorables contribuyeron para que tuviera lugar dicho comportamiento. *“Por el alto crecimiento y dinamismo que ha tenido el gasto público, se ha dicho que el mismo ha sido el “Motor de la Economía Dominicana” en esos años pasados”*.⁶⁶ (Comillas y cursiva son nuestras).

⁶⁵ Ver la bondad del ajuste econométrico, de los distintos modelos descriptos arriba, en el epígrafe 11.5, en nuestra obra *Política económico-social dominicana*, pp. 423-441.

⁶⁶ Rosa, R. (1982): “La política fiscal en el contexto económico de la República Dominicana, 1960-1980”. Revista de Estudios Económicos del Banco Central de la República Dominicana. Vol. I, No. 1, p. 22.

La situación política convulsiva, en el primer lustro del decenio de los sesenta, coadyuvó con la aminoración del impulso de esta variable. Dicha situación se repite en el decenio de los ochenta, con trazos verdaderamente dramáticos, replicando lo que acontecía en toda América Latina. “*El gasto público –dice la CEPAL- mermó notoriamente –en términos reales- en la mayoría de los países de la región en el transcurso de los años ochenta, como consecuencia de los procesos de ajuste emprendidos desde que se desencadenara la crisis de la deuda (...)*”⁶⁷ (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros). Es en el decenio de los noventa cuando el gasto recupera el ritmo de expansión de los años 70. De modo que la crisis de los ochenta borró las contribuciones que había hecho al desarrollo económico dominicano, el gasto gubernamental en los decenios pasados.

Empero, no debemos evaluar la variable bajo estudio en sí misma. Comparémosla con el producto agregado y veremos que el nivel del gasto, no satisfizo las expectativas, pues ni siquiera llegó a un 25% con respecto al PIB. Y lo que es peor aún, describe una trayectoria de retroceso, puesto que el porcentaje alcanzado en el 1955, jamás lo hemos recuperado nuevamente. Por tanto, el volumen del gasto ha sido completamente insatisfactorio, en el período estudiado, frente a las necesidades acumuladas que tiene la población dominicana. ¿Cuáles factores pudieron haber influido en este resultado visto arriba? Reflexionemos al respecto.

En América Latina, un factor que influyó en la contracción del gasto, sobre todo en el decenio de los ochenta, fue el peso de la deuda sobre los presupuestos públicos; este fue el caso dominicano. “*El grado de endeudamiento externo de los estados latinoamericanos cuando se desencadenó la crisis del financiamiento externo, conjugado con las alzas de la tasa internacional de interés y agravado, en algunos casos, por la situación de la deuda privada externa por el Estado, aumentó considerablemente la proporción del gasto público absorbida por el pago de los intereses de la deuda externa, en los primeros años de la década. Posteriormente, las moratorias de Argentina, Bolivia, Costa Rica, Perú, y –más tarde- Brasil y Ecuador, del servicio de la deuda externa redujeron en alguna medida esa proporción en estos países. En cambio, la carga financiera de la deuda pública siguió cobrando mayor importancia en el presupuesto público de los países que continuaron sirviendo sus obligaciones externas*”.⁶⁸ (Comillas y cursiva son nuestras).

En la República Dominicana, ocurrió algo similar, la deuda externa se fue agigantando de un modo significativo, generando una pesada carga financiera sobre el presupuesto del gobierno dominicano, en términos del servicio de la deuda externa, por lo que el Estado dominicano, al no cumplir con sus obligaciones frente a las necesidades de las clases sociales ubicadas en la base del edificio social, ha acumulado una deuda social impresionante.

Otro elemento que debe ser reflexionado, corresponde a la corrupción administrativa. El Estado dominicano, desde su fundación con motivo de la declaración de la independencia, ha estado afectado por procesos de corrupción. Durante la tiranía trujillista, 1930-1961, el área de influencia de la corrupción administrativa, se vio restringida, pero se mantuvo. En el estado posttrujillista, la corrupción administrativa se ha generalizado, y ante la inoperancia de los

⁶⁷ CEPAL (1990): *Estudio económico de América Latina y el Caribe*, 1990. Vol. 1, p. 190.

⁶⁸ CEPAL (1990): Op. cit., pp. 190-194.

poderes que lo constituyen, se ejecuta en medio de una gran impunidad. Es impresionante el porcentaje del PIB, que se queda en manos del funcionariado corrupto enquistado en la administración pública, con una complicidad sorprendente del sistema de partidos políticos prevaleciente. Estas filtraciones de recursos del Estado burgués dominicano, hacia manos privadas, de manera ilegal, ocasiona restricciones en los presupuestos públicos y forman parte de las variables explicativas del fracaso del gasto público en la promoción del desarrollo económico.

La otra vertiente, que debe ser objeto de discusión, es la calidad del gasto. El problema no sólo radica en la restricción del volumen de recursos estatales utilizados para promover el desarrollo económico, sino hacia donde se canaliza y sobre todo cómo se canaliza. Y aquí entra en escena el proceso de programación y planificación que debe guiar la definición y ejecución del gasto público. En la época de Trujillo, la dirección del gasto dependía de la voluntad del “jefe”. Inexistía una gestión racional de dicha variable. En el Estado postrujillista, la herramienta de la planificación ha sido usada muy deficientemente e incluso en los 22 años de gobierno neotrujillista (1966-1978 y 1986-1996), la Oficina Nacional de Planificación operaba más como una escuela de formación académico-profesional que como una dependencia de gestión racional de la inversión pública; por otra parte, la supervisión y el control del producto adquirido en el mercado, por parte del Estado postrujillista, a fin de impulsar el desarrollo económico, su existencia ha sido en letras pero no en la realidad, por tanto, la calidad que exhiben estos productos y servicios es muy inferior; hablamos de carreteras, calles, planteles escolares, hospitales, viviendas, etc.

Analicemos ahora, otros elementos del sistema fiscal. Las limitaciones de la política fiscal, se manifestaron también en un muy débil esfuerzo gubernamental en pro de la recaudación de ingresos corrientes. Así, cálculos que efectuamos para las dos últimas décadas pasadas, la relación ingreso corriente observado/ingreso corriente estimado, apenas excede la unidad (1) al final del decenio de los noventa. En cambio sí se pudo notar, en las variables que inciden en el resultado presupuestario del gobierno central (ingresos y gastos), tendencias a la volatilidad al arrojar coeficientes de variación (relación entre la desviación típica y la media) por encima del 100%.

En todo el período estudiado, se puso de manifiesto que los ingresos del gobierno central provinieron principalmente de los tributos cargados al sector externo de la economía, particularmente a las importaciones de bienes y servicios, lo que coloca al país en un trance en relación a las necesidades de apertura comercial que trae consigo el proceso globalizador.

Igualmente, la política impositiva ha mantenido un alto grado de inequidad, puesto que los impuestos indirectos han acrecido su participación dentro del total, muy especialmente desde el decenio de los setenta, en circunstancias en que una élite económica se torna muy poderosa.

La República Dominicana, se mantuvo a la cola de una gran cantidad de países en términos de alcanzar un apropiado coeficiente tributario. Este comportamiento, puso al descubierto una conducta de morosidad para tomar iniciativas tendentes a modernizar el sistema fiscal dominicano.

La velocidad de captación tributaria, indica que el sistema fiscal dominicano retrocedió en la búsqueda de la eficiencia. Esto así, debido a que en el año 1955 la relación era de 4.65 a 1, es decir, la República Dominicana necesitaba RD\$4.65 de PIB para captar un peso (RD\$), como tributo fiscal; en el año 1975 la relación se sitúa en 5.58 a 1; en el 1995 la relación fue de 6.30 a 1 y finalmente en el 2000 ancla en 6.40 a 1, cuando en muchos países esta relación es de 3.33 a 1.

El Estado burgués dominicano ha mostrado, durante el período bajo estudio, una pereza asombrosa para aumentar el coeficiente tributario y de este modo ampliar su radio de acción, haciendo obras públicas que vayan en favor del bienestar de la población dominicana, y sobre todo, para fortalecer el gasto social; por tanto, el esfuerzo tributario desarrollado durante el período fue endeble, como resultado de la inconsistencia de la política fiscal aplicada. Esta situación, condujo a que el Estado tuviera muchas dificultades para cumplir con sus funciones redistributivas de la renta nacional. Ahora bien, desde el interés del proletariado, la economía marxista dominicana, se opone al aumento de la recaudación impositiva a partir del esfuerzo productivo de los asalariados. Las rentas que obtienen éstos, solo permiten la reproducción de su fuerza de trabajo. Luego no es justo que de sus salarios de miseria se extraigan ingresos a través de los impuestos ya sean directos o indirectos. Las clases propietarias son las que tienen que pagar impuestos, no los trabajadores.

En el corto y mediano plazo, al concluir el decenio de los noventa del siglo XX, la política fiscal se movió en un contexto que merece ser estudiado con detenimiento, especialmente en lo que respecta a la emergencia de un déficit fiscal insostenible, por las siguientes razones: primera, que tienda a disminuir el ahorro corriente y compela un déficit en el ahorro operacional superior al 0.5% del PIB (hipótesis de la CEPAL); segunda, precisamente el ingreso corriente del gobierno central está muy comprometido pues al estar subordinado al comercio exterior, adquiere cierta inflexibilidad al verse compelido el país a reducir el arancel con motivo del proceso globalizador; tercera, la regresividad impositiva dominante, erosiona la capacidad de compra de la población, lo que mina a la postre los ingresos fiscales; y cuarta, el gasto corriente que dentro del gasto total del gobierno central, en los últimos años es predominante, comprimirlo es muy difícil, por lo que la opción para aliviar la presión deficitaria del sector público pasa por la reducción del gasto de capital, que debilita la conformación de la infraestructura productiva de la nación y por el consiguiente el hábitat natural para el crecimiento del producto, erosionando otra fuente de aumento de los ingresos fiscales.⁶⁹

11.6 Balance del fracaso en el campo de la política monetaria dominicana

La política monetaria es el conjunto de medidas que asume el Banco Central, para incidir en los agregados monetarios, especialmente sobre el tipo de interés y la oferta monetaria. Tal política también fracasó. Veamos.

⁶⁹ Consulte la obra de la CEPAL (2001): *Desarrollo económico y social en la República Dominicana*. Tomo I. Impreso en Santo Domingo, R.D., pp. 143-165.

11.6.1 Modelo econométrico: medio circulante real función del medio circulante real con rezago y del producto agregado real

Ensayemos un modelo que implique la estimación de una ecuación del siguiente tipo

$$M_1R = \alpha(M_1R_{t-1})^\beta(PIBR)^\psi\mu$$

Donde

M_1R = medio circulante real;

M_1R_{t-1} = medio circulante real con rezago;

$PIBR$ = producto interno bruto real;

α = constante;

β = elasticidad del medio circulante real, con respecto al medio circulante real con rezago;

ψ = elasticidad del medio circulante real, con respecto al PIB real;

μ = termino estocástico.

En la función, arriba establecida, es evidente que la relación entre el medio circulante real, con las variables explicativas citadas, es no lineal. Empero, si se transforma, dicho modelo, mediante la función logaritmo, obtenemos

$$\ln M_1R = \ln\alpha + (\beta)\ln(M_1R_{t-1}) + (\psi)\ln(PIBR) + \ln\mu$$

Luego, el modelo que estamos ensayando, adquiere los ribetes propios de un modelo lineal en los parámetros y, por tanto, de regresión lineal, del tipo log-lineal.

Estos fueron los resultados:

1) Ecuación lineal estimada	$\ln M_1R = \ln 0.284 + 0.719 \ln(M_1R_{t-1}) + 0.177 \ln(PIBR)$		
2) Error estándar estimado	ee= (0.207)	(0.101)	(0.065)
3) Valores t estimados	t= (1.371)	(7.149)	(2.724)
4) Valores p estimados	p= (0.177)	(0.000)	(0.009)
5) Coeficiente de determinación	$R^2 = 0.942$		
6) Coeficiente correlación	$R = 0.971$		
7) Grados de libertad	g de l= 47		
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,47} = 381.057$		
9) Durbin Watson	DW= 2.299		

Como se ve los resultados fueron excelentes. Signos de conformidad con la teoría económica y elevados coeficientes de determinación y correlación.

11.6.2 Modelo econométrico: crecimiento de los precios función del crecimiento del PIB real

Procedamos a validar la hipótesis de la inflación crónica. La inflación que ha afectado a la economía dominicana, en la etapa postrujillista, se ha tornado crónica; ante todo debemos aclarar que si bien en la sociedad dominicana postrujillista, la economía ha sido aguijoneada por la inflación crónica no quiere ello decir que sea una economía caracterizada por la vigencia de un régimen de alta inflación o hiperinflacionario, como lo fueron, décadas atrás, los países del cono sur de América: Argentina, Brasil, Bolivia y otros.

La tasa de inflación que predominó en la economía dominicana, en el segundo lustro del decenio de los sesenta, manifestó una tendencia alcista; pero no es sino entrada la década de los setenta, con motivo de los choques externos de los precios internacionales del petróleo y el reforzamiento de elementos estructurales internos, especialmente la rigidez de la oferta agrícola y la dependencia industrial de insumos productivos foráneos, que la inflación sienta reales en la economía dominicana, alcanzando su clímax en la década perdida (decenio de los ochenta), convirtiéndose en una inflación crónica.⁷⁰

Es muy importante recalcar que la afirmación de la inflación, en la economía dominicana, tuvo mucho que ver con la creciente interrelación de ésta, con la economía mundial, o lo que es lo mismo, como resultado de su globalización, adquiriendo un estatus prácticamente de crónico, en línea con la proposición de Harry Johnson, de que las economías occidentales en el período posbélico se internaban en un proceso inflacionario crónico. Inflación que obviamente tuvo su impacto directo en la República Dominicana, vía la adquisición de materias primas y bienes de capital foráneos.

Respecto a la inflación y el producto agregado, *“Pazos descubre que una de las características fundamentales de las inflaciones crónicas de América Latina, consiste en que los sustanciales aumentos de los precios no se relacionan en forma muy estrecha con las fluctuaciones de la producción (...)”*⁷¹ (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros). En cierta medida esta es la realidad inflacionaria dominicana. En la República Dominicana, la hipótesis de Pazo tiene validez, pues los cambios anuales de los precios y del PIB, no guardan una estrecha relación.

Expongamos ahora, los resultados del análisis de correlación y regresión, en el cual, el crecimiento de los precios fue considerado como la variable dependiente y el crecimiento del PIB, la independiente. Fue considerada una relación lineal entre las variables, cuyos parámetros fueron estimados utilizando 35 observaciones (período 1966-2000). He aquí los resultados:

⁷⁰ Para el sustento de esta hipótesis me nutro de Ruggles, R. y Nancy, D., que analizan esta problemática en su ensayo “La inflación crónica en los Estados Unidos, 1959-1973”, quienes a su vez se apoyan en Felipe Pazos.

⁷¹ *Ibíd.*, p. 444.

1) Ecuación lineal estimada	$P^* = 23.861 - 1.897PIBR^*$
2) Error estándar estimado	ee= (3.289) (0.476)
3) Valores t estimados	t= (7.254) (-3.984)
4) Valores p estimados	p= (0.000) (0.000)
5) Grados de libertad	g de l= 33
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.32$
7) Coeficiente de correlación	CCP= -0.57
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,33} = 15.87$
9) Durbin Watson	DW= 0.57

En síntesis, en el modelo propuesto los coeficientes estimados son estadísticamente significativos, pero reveló dos hechos importantes: primero, el signo negativo del coeficiente de la pendiente (-1.897); segundo, se esperaba que el r^2 acusara un valor avasallante, mas no ocurrió así. Si estos resultados son relativamente fiables, entonces el criterio tradicional de imputarle, en la economía dominicana, el aumento de los precios a la presión que ejerce el crecimiento de la demanda global, queda en cuestión.

11.6.3 Modelo econométrico: crecimiento de los precios función de la oferta monetaria

Sobre la inflación estimada y la teoría cuantitativa, si evaluamos el fenómeno desde la teoría cuantitativa primigenia del dinero, expresando la ecuación en función de la variación porcentual que experimentan los términos que la constituyen: $m+v = e+y$, donde m = tasa de crecimiento de la cantidad de dinero; v = tasa de crecimiento de la velocidad del dinero; e = tasa de inflación; y = tasa de crecimiento de la producción; bajo el supuesto de que la velocidad del dinero es constante, por lo que entonces la tasa de crecimiento de los precios será igual a $e - y$, obtendremos resultados (inflación predicha o estimada), que podrían ser objeto de variadas interpretaciones.

El tercer modelo ensayado, en el análisis de correlación y regresión, consistió en combinar el crecimiento de la oferta monetaria como variable independiente y el crecimiento de los precios como variable dependiente. Dicho modelo arrojó los siguientes resultados:

1) Ecuación lineal estimada	$P^* = 5.354 + 0.477M_1^*$
2) Error estándar estimado	ee= (3.013) (0.13)
3) Valores t estimados	t= (1.777) (3.662)
4) Valor de probabilidad	p= (0.085) (0.001)
5) Coeficiente de correlación	CCP= 0.54
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.29$
7) Grados de libertad	g de l=33
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,33} = 13.411$
9) Durbin Watson	DW= 1.654

Los resultados no fueron auspiciosos.

11.6.4 Modelo econométrico: crecimiento de los precios función del salario

En otro orden de ideas, Richard Ruggles y Nancy D., llaman la atención sobre lo importante que sería verificar empíricamente la relación de los precios con los salarios, empero advierten que *“los datos relativos a los salarios monetarios son muy fragmentarios”* y suelen referirse especialmente a los salarios mínimos legales. Consideran que allí reside una dificultad. Como quiera, en el caso dominicano, haremos el ensayo con el salario mínimo legal.

El cuarto modelo ensayado, en el análisis de correlación y regresión, consistió en combinar el crecimiento del salario como variable independiente y el crecimiento de los precios como variable dependiente. Dicho modelo arrojó los siguientes resultados, los cuales no difieren sustantivamente de los anteriores:

1) Ecuación lineal estimada	$P^* = 9.496 + 0.493SML^*$
2) Error estándar estimado	ee= (2.852) (0.139)
3) Valores t estimados	t= (3.329) (3.554)
4) Valor de probabilidad	p= (0.002) (0.001)
5) Coeficiente de correlación de Pearson	CCP= 0.53
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.28$
7) Grados de libertad	g de l=33
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,33} = 12.632$
9) Durbin Watson	DW= 1.859

Resumiendo. La inflación en la República Dominicana, puede ser explicada en cierta medida a partir del incremento de la oferta monetaria y del incremento del salario mínimo legal, e igualmente por el incremento del producto agregado. Advertencia: el nivel de determinación de la inflación, por las variables independientes (oferta monetaria, por un lado, y salarios, por el otro), es débil, queriendo decir, que existen otras variables que inciden en la determinación de la inflación, tales como el crecimiento del producto agregado (ya analizado), la tasa de crecimiento del tipo de cambio, la creciente interrelación de la economía dominicana con la economía mundial, la cuota de beneficios empresariales, relación entre las tasas dinero-salario y el crecimiento de la productividad del trabajo, en la perspectiva de la profesora J. Robinson.⁷²

11.6.5 modelos econométricos de regresión múltiple

Regresión múltiple. Resultados:

1) Ecuación	$tcIPC = 10.552 - 0.909tcPIBR + 0.254tcM_1 + 0.322tcSML$
2) Error estándar	ee= (4.32) (0.464) (0.117) (0.111)
3) Valores t estimados	t= (2.442) (-1.96) (2.165) (2.887)
4) Probabilidad	p= (0.02) (0.059) (0.38) (0.007)
5) Coeficiente de Correlación	CCP= 0.749
6) Coeficiente de determinación	$R^2 = 0.56$

⁷² Véase a Smithin, J. (2003): Op. cit., pp. 187-88.

7) Grados de libertad	g de l= 31
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,31} = 13.225$
9) Durbin Watson	DW= 1.771

Apliquemos un modelo de Log-lineal, donde la variable explicada sería el IPC, y las explicadas: tipo de cambio nominal y la oferta monetaria.

Resultados muy satisfactorios:

1) Ecuación lineal estimada	$\ln IPC = \ln 1.035 + 0.664 \ln TCN + 0.407 \ln OM$
2) Error estándar estimado	ee= (0.180) (0.066) (0.035)
3) Valores t estimados	t= (5.742) (10.066) (11.75)
4) Valor de probabilidad	p= (0.000) (0.000) (0.000)
5) Coeficiente de correlación de Pearson	CCP= 0.997
6) Coeficiente de determinación	$R^2 = 0.993$
7) Grados de libertad	g de l= 48
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,33} = 3433.458$
10) Durbin Watson	DW= 0.468

11.6.6 Juicios críticos⁷³

Al hacer el balance de la política monetaria, fijamos cuatro criterios teóricos, de conformidad a Peter Howells en *Monetary policy*,⁷⁴ tales como: rol dominante de la demanda agregada en la determinación del nivel de la actividad económica, ausencia de automatismo alguno para la coincidencia del nivel de la actividad económica con el nivel del producto agregado de pleno empleo, deseo para una más equitativa distribución del ingreso y la riqueza y la aceptación de una oferta monetaria endógena (punto de vista postkeynesiano).

Consideramos que después de la liquidación de Trujillo, hasta el año 1985, la política monetaria puso el acento en la fijación y control del tipo de interés y en el uso del encaje legal para incidir en la cartera de préstamos de la banca comercial.

En el decenio de los noventa, la política monetaria tuvo dirigida a enfrentar la situación de estancamiento e inflación, por lo que fue necesario liberar los tipos de interés y usar los certificados de participación como principal instrumento monetario, en manos del Banco Central. De hecho el país asistió a una importante reforma financiera que tuvo como centro la definición de normas y procedimientos legales en procura de la estabilidad y desarrollo del sector financiero dominicano.

⁷³ Ver la bondad del ajuste econométrico, de los distintos modelos descritos arriba, en el epígrafe 11.6, en nuestra obra *Política económico-social dominicana*, pp. 448-464.

⁷⁴ Howells, Peter (2003): "Monetary policy". *Postkeynesian economics*. Printed in Great Britain, pp. 257-260.

La liberalización de los tipos de interés y su consiguiente alza, probablemente afectó a la industria local y su acceso al crédito bancario, fortificando el proceso de desindustrialización.

Por otra parte, se emprendió un movimiento hacia la banca múltiple y la modernización del sistema financiero. Los instrumentos monetarios usados por el Banco Central, se manifestaron a través del encaje legal, adelantos y redescuentos y certificados de participación. Este último tendió a imponerse sobre los otros en el decenio de los noventa.

El sector monetario, particularmente en el decenio de los noventa mejoró de modo sustantivo su posición respecto a los siguientes indicadores del sistema bancario: pasivos líquidos del sistema financiero como proporción del PIB; cociente entre préstamos y depósitos de la banca comercial; cociente que resulta de dividir el crédito interno bancario entre la suma del crédito interno bancario y los activos domésticos del Banco Central; y las razones entre los préstamos de la banca comercial al sector privado y el crédito interno total, y entre préstamos al sector privado y PIB.

Se puso de manifiesto la existencia de altos márgenes de intermediación, como resultado de la poca competencia en el mercado o como consecuencia de altos costos operativos.

Respecto a la predicción de la tasa de interés nominal activa, se advierte un proceso de aumento sostenido a lo largo del tiempo, sugiriendo la necesidad del uso apropiado de los instrumentos monetarios, por parte del Banco Central, en el propósito de inducir un cambio en su crecimiento inercial.

Tenemos que hacer un balance de la política monetaria aplicada, en el período bajo estudio, en relación con la demanda y la oferta de dinero, hay que captar la dinámica de los resultados cosechados en los terrenos citados, en interacción con el crecimiento y desarrollo económicos dominicanos.

¿Ahora es crónica la inflación dominicana? Sí, es crónica, 35 años de inflación (1966-2000), en la mitad (17 años) la tasa ha sido de dos dígitos o muy cercana a dos dígitos, dando cuenta del surgimiento de mecanismos que retroalimentan la inflación. Analicemos esta situación.

Primer mecanismo: los salarios de cada año son pactados por el sector patronal y el sector laboral, tomando en cuenta la tasa de inflación del año anterior e inmediatamente el empresariado le carga el aumento salarial a los precios.

Segundo mecanismo: la sistemática inestabilidad del peso dominicano, se expresa en devaluaciones. Estas encarecen los productos importados, especialmente materias primas y bienes de capital para las industrias. Resultado final: incremento de los costos de producción y de los precios (inflación de costos keynesiana).

Tercer mecanismo: el comerciante dominicano es muy voraz, persistentemente eleva los precios por encima del impacto efectivo de los choques que sufre la economía.

Cuarto mecanismo: los mercados dominicanos tienen fuertes tendencias oligopolistas, por tanto los productores tienden a concertar precios hacia arriba.

Quinto mecanismo: los consumidores no poseen conciencia de sus derechos. No saben castigar la especulación y de paso las instituciones estatales que existen para proteger al consumidor, son muy débiles y en consecuencia no pueden diluir perturbaciones alcista, por especulación, que se puedan desarrollar.

Sexto mecanismo: la economía está plenamente integrada a la economía internacional, por múltiples hilos. La inflación importada refuerza dicho fenómeno en la República Dominicana.

11.7 Balance del fracaso en el campo de la política de balanza de pagos dominicana

Los resultados negativos, cada vez, mayores, en la balanza principal de la cuenta corriente, es decir, en la de bienes, decreta debilidades serias en la política de balanza de pagos. Veamos su fracaso, a través de la evidencia empírica.

11.7.1 Modelo econométrico: Importaciones de bienes y servicios función del PIB real

Un factor que los dominicanos debemos tomar muy en cuenta, es sin dudas el desenvolvimiento de las importaciones de bienes y servicios, por parte de la Republica Dominicana. Esta variable depende fundamentalmente de la renta nacional. A este respecto, ¿qué dice el análisis econométrico? Veamos:

Después de ensayar varios modelos, vimos que el que más se ajusta a los datos de las variables arriba citadas, es el de regresión lineal. Los resultados fueron los siguientes:

1) Ecuación lineal estimada	MBS= -386.501+ 0.451PIBR
2) Error estándar estimado	ee= (105.926) (0.036)
3) Valores t estimados	t= (-3.649) (12.688)
4) Valor de probabilidad	p= (0.001) (0.000)
5) Coeficiente de correlación	CCP= 0.88
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.77$
7) Grados de libertad	g de l= 49
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 49} = 160.978$
9) Durbin Watson	DW= 0.167

Las importaciones de bienes y servicios, estimada y observada, no fueron convergentes en el largo trayecto 1950-2000, en la mayoría de los años estuvo por encima de las importaciones de bienes y servicios que debió hacer la Republica (estimada) de conformidad con el nivel del PIB real. En consecuencia para poder mantener las citadas importaciones el país tuvo que recurrir al financiamiento externo o a la entrada de capital externo.

11.7.2 Modelo econométrico: Importaciones de bienes y servicios reales función de las importaciones de bienes y servicios reales con rezago y del gasto interno

Analicemos la problemática de las importaciones, de bienes y servicios, a partir de la estimación de una ecuación del siguiente tipo:

$$MBSR = \alpha(MBSR_{t-1})^{\beta}(GI)^{\psi}\mu,$$

Donde:

MBSR= importaciones de bienes y servicios reales;

$MBSR_{t-1}$ = importaciones de bienes y servicios reales con rezago;

GI= gasto interno;

α = intercepto;

β = elasticidad de las importaciones de bienes y servicios, con respecto a las importaciones con rezago;

ψ = elasticidad de las importaciones de bienes y servicios, con respecto al gasto interno;

μ = término estocástico.

En la función, arriba establecida, es evidente que la relación entre las importaciones de bienes y servicios, con las variables explicativas citadas, es no lineal. Empero, si se transforma, dicho modelo, mediante la función logaritmo, obtenemos

$$\ln MBSR = \ln \alpha + (\beta) \ln(MBSR_{t-1}) + (\psi) \ln(GI) + \ln \mu$$

Luego, el modelo que estamos ensayando, adquiere los ribetes propios de un modelo lineal en los parámetros, y por tanto de regresión lineal, del tipo log-lineal.

Estos fueron los resultados, bastantes satisfactorios:

1) Ecuación lineal estimada	$\ln MBSR = \ln -0.586 + 0.8 \ln(MBSR_{t-1}) + 0.247 \ln(GI)$
2) Error estándar estimado	ee= (0.361) (0.093) (0.110)
3) Valores t estimados	t= (-1.624) (8.584) (2.233)
4) Valor de probabilidad	p= (0.110) (0.000) (0.030)
5) Coeficiente de correlación de Pearson	R= 0.956
6) Coeficiente de determinación	$R^2 = 0.978$
7) Grados de libertad	g de l= 47
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 47} = 506.669$
9) Durbin Watson	DW= 1.666

11.7.3 Modelo econométrico: exportaciones de bienes y servicios función del tiempo

En lo atinente a las exportaciones, a diferencia de las importaciones, mantuvieron una tremenda sequía desde el 1950 hasta mediados del decenio de los noventa, cuando irrumpe con fuerza la exportación de zona franca. En el período de sequía, 1950-1992, las exportaciones estuvieron dominadas por las exportaciones nacionales, especialmente por la exportación de productos agropecuarios tradicionales (café, cacao, tabaco y azúcar).

Un factor que pudo haber afectado las exportaciones dominicanas de bienes y servicios, es la tendencia a la apreciación real del peso dominicano, a partir de la teoría económica, o sea, cuando el tipo de cambio real disminuye, tenemos una apreciación real de la moneda nacional, por lo que los bienes y servicios nacionales se ven encarecidos frente a los extranjeros, perjudicando el proceso exportador y ocurre todo lo contrario cuando se produce una depreciación real de la moneda nacional, mediante un aumento del tipo de cambio real.

Entonces, ¿qué sucedió en la República Dominicana? Simplemente el tipo de cambio real fue aumentando en el subperíodo 1950-1960, se estanca en el decenio de los setenta; entra en un proceso de evidente inestabilidad en el decenio de los ochenta y se aprecia en el primer lustro del decenio de los noventa.

Sin embargo, cuando procedimos a encontrar el vínculo econométrico entre las exportaciones dominicanas de bienes y servicios, con el tipo de cambio real, ensayando distintos modelos, fue imposible encontrar una correlación significativa, pero si pudimos encontrar coeficientes de regresión carentes de significación estadística.

Procedamos ahora a buscar la explicación de esta problemática, tratando de ver la relación que pudiera existir entre las exportaciones y los términos de intercambio. Esta última variable mide *“(...) en el numerador y denominador un promedio ponderado de precios de exportación e importación. Lo dicho significa que se toma en cuenta la evolución de los precios de todos los productos exportados e importados, pero atendiendo a su participación relativa en los volúmenes totales. Definen la pérdida del valor de nuestras exportaciones, con respecto al valor de las importaciones realizadas. La comparación se hace con respecto a los precios transados del año base. Si dicho cociente es mayor que 100 nuestra relación con el exterior es favorable y si es menor que 100, nuestra posición de intercambio es desfavorable”*.⁷⁵ (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

Quisimos encontrar también un vínculo econométrico entre las exportaciones de bienes y servicios y dicho índice de términos de intercambio. Cosechamos los mismos resultados. Son vínculos no significativos.

Finalmente, sí fue posible hallar vínculos sólidos entre la citada variable y el factor tiempo. Estos fueron los resultados:

1) Ecuación lineal estimada	XBS= -915.272 + 76.001Tiempo
2) Error estándar estimado	ee= (287.933) (9.637)
3) Valores t estimados	t= (-3.179) (7.886)
4) Valor de probabilidad	p= (0.003) (0.000)
5) Coeficiente de correlación	CCP= 0.75
6) Coeficiente de determinación	r ² = 0.56
7) Grados de libertad	g de l= 49
8) Test de la F de Fisher	F _{1,49} = 62.193
9) Durbin Watson	DW= 0.16

⁷⁵ Martí, A.: op. cit., p. 281.

11.7.4 Modelo econométrico: exportaciones de bienes y servicios reales función de las exportaciones de bienes y servicios reales con rezago y de la proporción de las exportaciones sobre el producto agregado

Pasemos a ensayar un modelo que implique la estimación de una ecuación del siguiente tipo:

$$XBSR = \alpha(XBSR_{t-1})^\beta (XBSR/PIBR)^\psi \mu$$

Donde:

XBSR= exportaciones de bienes y servicios reales;

$XBSR_{t-1}^\beta$ = exportaciones de bienes y servicios reales con rezago;

(XBSR/PIBR)= proporción de las exportaciones sobre el producto agregado;

α = constante;

β = elasticidad de las exportaciones de bienes y servicios, con respecto a las exportaciones con rezago;

ψ = elasticidad de las exportaciones de bienes y servicios, con respecto al coeficiente de exportación.

μ = término estocástico.

En esta función, $XBSR = \alpha(XBSR_{t-1})^\beta (XBSR/PIBR)^\psi \mu$, es evidente que la relación entre las exportaciones de bienes y servicios reales, con las variables independientes enunciadas arriba, es no lineal. Empero, si se transforma, dicho modelo, mediante la función logaritmo, obtenemos

$$\ln XBSR = \ln \alpha + (\beta) \ln(XBSR_{t-1}) + (\psi) \ln(XBSR/PIBR) + \ln \mu$$

Luego, el modelo que estamos ensayando, adquiere los ribetes propios de un modelo lineal en los parámetros, y por tanto de regresión lineal, del tipo log-lineal.

Estos fueron los resultados:

1) Ecuación lineal estimada	$\ln XBSR = \ln -0.553 + 0.884 \ln(XBSR_{t-1}) + 0.415 \ln(XBSR/PIBR)$		
2) Error estándar estimado	ee=	(0.227) (0.038)	(0.104)
3) Valores t estimados	t=	(-2.44) (23.433)	(3.984)
4) Valor de probabilidad	p=	(0.019) (0.000)	(0.000)
5) Coeficiente de correlación	R=	0.99	

6) Coeficiente de determinación	$R^2 = 0.98$
7) Grados de libertad	g de l= 47
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,47} = 773.063$
9) Durbin Watson	DW= 1.688

Sin dudas el ajuste obtenido es excelente, reforzado por el elevado R^2 , los coeficientes, sometidos a prueba de hipótesis nula, mostraron su significancia. Los signos de los coeficientes son consistentes con la teoría, y el referido a las exportaciones con rezago, por su magnitud elevada, reveló un alto componente inercial en las exportaciones de bienes y servicios dominicanas, en el período discutido, a causa probablemente del virtual estancamiento de las exportaciones de bienes, influido principalmente por la caída en la generación de divisas en la economía agroexportadora tradicional (café, cacao, tabaco y azúcar).

La situación está derivando hacia la emergencia del riesgo de insostenibilidad del déficit especialmente en la balanza de bienes. No hemos comprendido que las “(...) *variables claves para entender el comportamiento del sector externo en una perspectiva de largo plazo –y, por tanto, las dificultades para expandir sostenidamente a la economía- son las elasticidades ingreso de las exportaciones e importaciones (...)*”⁷⁶ (comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros), elasticidades en las cuales nuestro país, en particular, y América Latina toda, confronta dificultades, hace mucho años advertidas por Raúl Prebisch.

Dicho déficit ha sido sostenible merced al complemento que significa al volumen de divisas que genera la economía dominicana, a través de la actividad exportadora de bienes, las fuentes del turismo, las remesas y la inversión extranjera directa. Empero, el temor surge porque tal equilibrio, por motivos de choques internos o externos, se puede romper, lo que gestaría una crisis de pagos externos.

Es el volumen de divisas emanado de los sectores arriba señalados que, en el decenio de los noventa desactivó la restricción de la balanza de pagos al crecimiento del producto. Sobre este particular la CEPAL, ha realizado cálculos que le permitieron estimar la tasa de crecimiento del producto compatible con el equilibrio del sector externo, estudio del cual se desprende, que “(...) *la economía dominicana ha podido crecer por encima de su capacidad de equilibrio dado por su desempeño comercial, en virtud de que la brecha existente se ha podido subsanar a partir de los ingresos de divisas provenientes de las remesas y la inversión extranjera directa. De no existir estas u otras fuentes de divisas (...) la economía dominicana habría enfrentado un techo de crecimiento mucho menor*”.⁷⁷ (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

Al mismo tiempo, el comercio exterior ha asistido a visibles cambios estructurales. Hasta el año 1980, durante el período bajo estudio, se reveló un predominio muy fuerte de las exportaciones

⁷⁶ Guerrero, C. (2003): “Modelo de crecimiento económico restringido por la balanza de pagos. Evidencia para México, 1940-2000”. El Trimestre Económico. Vol. LXX (2). México, Núm. 278, p. 254.

⁷⁷ CEPAL (2001): *Desarrollo económico y social en la República Dominicana*. Tomo I. Impreso en Santo Domingo, R.D., pp. 293-296.

de productos agrícolas tradicionales y minerales. Pero en el decenio de los ochenta se inicia un vuelco hacia la actividad exportadora de la maquila, que apura su predominio en todo el decenio de los noventa, frente a la exportación nacional. Igualmente dentro de esta última se asistió a un notable cambio estructural, al desplomarse la participación relativa de los productos tradicionales agrícolas (café, cacao, tabaco y azúcar), respecto al total exportado y dentro de la misma exportación nacional. La estructura de las importaciones también experimentó cambios. *“En 1980 la industria nacional se apropiaba del 75% de las importaciones pero generaba el 89% de las exportaciones totales, mientras que en 1999 requería el 65% de las importaciones, pero sólo aportaba el 17% de las exportaciones”*, aduce la CEPAL.⁷⁸ (Comillas y cursiva son nuestras). Estos vuelcos estructurales en el comercio exterior, han tenido impacto directo sobre la política de balanza de pagos, principalmente en lo referente al uso de la devaluación del tipo de cambio, como mecanismo de ajuste de los desequilibrios en dicha balanza. De inmediato lo demuestró.

La devaluación del tipo de cambio es mortal para la industria de sustitución de importaciones, porque dada su actividad productiva descansa en la importación de materias primas, bienes intermedios y bienes de capital, cuyo costos tienden al alza ante el encarecimiento del dólar estadounidense, en el mercado cambiario, al aumentar el tipo de cambio, pero la industria de zona franca, tiene una dinámica distinta, generalmente forma parte de los eslabones del proceso productivo de naturaleza global, que se ejecuta en varios puntos geográficos, en función de la minimización de los costos (particularmente el costo salarial). Precisamente su competitividad tiene mucho que ver con la modificación de los precios relativos internos, vía la devaluación, cada vez que la inflación dominicana excede a la de nuestro socio comercial principal. La devaluación del tipo de cambio es el alma de la maquila. Luego, la devaluación del tipo de cambio, como parte de la política de balanza de pagos, ha favorecido a la maquila, y en contraste ha desfavorecido a la industria nacional. Por el lado de la deuda externa, debemos decir, que en la época trujillista no acusó niveles muy elevados. Al tirano no le agradaba que el poder extranjero lo maniatara vía empréstitos. En los decenios de los setenta y de los ochenta, se incrementó fuertemente como resultado de la aplicación de políticas económicas expansivas, la corrupción y la irracionalidad económica. En cambio en el decenio de los noventa, merced a la política de estabilización económica que impuso el FMI y otros organismos multilaterales, y a la generación de una buena cantidad de divisas por el turismo, zona franca y las remesas, la deuda externa tendió a disminuir. En verdad el endeudamiento externo, no ha tenido un impacto decisivamente positivo sobre el cuerpo económico dominicano. Nuestro problema en esta materia, es el desorden que impera en la administración pública, tanto en la centralizada como en la descentralizada y autónoma, es nuestra manía de utilizar de manera irresponsable los recursos públicos, es la falta de moral, de ética, es nuestra proclividad a tocar lo de todos, como si fuera personal, es nuestra tendencia a soltar fraseologías melosas cuando en los hechos estamos prevaricando, dilapidando fondos públicos, es que el poder judicial no termina de “ponerse los pantalones” para condenar de modo enérgico a los funcionarios que delinquen; cuando todo lo enunciado suceda entonces el endeudamiento externo tendrá un impacto positivo sobre la economía dominicana.

11.7.5 La misma problemática en el primer decenio del siglo XXI

⁷⁸ CEPAL (2001): *Desarrollo económico y social en la República Dominicana*. Tomo I. Impreso en Santo Domingo, R.D., p. 269.

En el primer decenio del siglo XXI, persisten los problemas en el comercio exterior dominicano.⁷⁹ Específicamente, en el año 2000, el déficit en la balanza comercial respecto al PIB, fue de -4.76%. En el año 2010 se disparó a -8.79%; con el agravante de que el flujo comercial depende mucho del vínculo con los Estados Unidos. Yéssica Hernández y Senabri Silvestre, en su tesis de maestría, “Impacto de la crisis financiera internacional en las exportaciones dominicanas hacia los Estados Unidos, 2006-2010”, corrieron un modelo logarítmico, de regresión múltiple, con la siguiente estructura:

$$\text{Log EXRD} = c + \beta_1 \log \text{PIBUS A} + \beta_2 \log \text{PP} + e$$

Donde:

c= termino independiente

log EXRD= logaritmo de las exportaciones dominicanas

logPIBUS A= logaritmo del PIB de los Estados Unidos

logPP= logaritmo del precio del petróleo

β_1 = elasticidad de las exportaciones dominicanas con respecto al PIB de los Estados Unidos

β_2 = elasticidad de las exportaciones dominicanas con respecto a los precios del petróleo

e= termino aleatorio.

La ecuación estimada, una vez corrido el modelo fue la siguiente:

$$\text{Log EXRD} = -\log 26.246677 + 2.282554 \log \text{PIBUS A} - 0.463511 \log \text{PP}$$

Explican, las jóvenes economistas, que el coeficiente 2.282554, indica que por cada 1% en que aumenta la riqueza de los Estados Unidos, medida a través del PIB, las exportaciones dominicanas hacia ese destino se incrementan en un 2.28%; y que el coeficiente -0.463511, indica que por cada 1% en que aumentan los precios del petróleo, la demanda de productos dominicanos en el mercado estadounidense se reduce en un 0.46%.

De acuerdo con el trabajo, citado arriba, se hace muy notoria la dependencia de la exportación dominicana, respecto a los Estados Unidos, por tanto, su ascenso o descenso depende mucho del ascenso o descenso de la economía norteamericana.

⁷⁹ Véase “Impacto de la crisis financiera internacional en las exportaciones dominicanas hacia los Estados Unidos, 2006-2010”, tesis de maestría de Yéssica Hernández y Senabri Silvestre, presentada en la FCES de la UASD, en el mes de julio de 2012.

11.7.6 Juicios críticos⁸⁰

El resultado neto de la política de balanza de pagos de la República Dominicana, en el período 1950-2000, nos arroja una situación un tanto difícil: dicha balanza registra un déficit sistemático en algunas de sus balanzas que denotan una raíz estructural, empujando el país a la adopción de esquemas de ajustes alejados del automaticismo.

Hasta el momento los esquemas de ajustes seguidos, no han viabilizado un remedio duradero a la naturaleza deficitaria de la balanza de pagos dominicana, a pesar del cambio estructural experimentado en el desempeño exportador dominicano, que se traduce en *“Un significativo aumento en la participación de los bienes manufacturados en el total exportado; un menor peso relativo de las exportaciones provenientes de recursos naturales, las cuales pasaron de 37% del total de exportaciones dominicanas en el 1990 a 8.9% en 1998; una recomposición de los bienes exportados en términos de régimen de producción, traducida en el liderazgo de las zonas francas y en la menor participación de las denominadas exportaciones nacionales en el valor exportado por el país; una mayor tendencia a la producción de determinados productos no tradicionales cuya demanda internacional se reconoce como dinámica, tal como los textiles, artículos electrónicos, instrumentos médicos, productos agroindustriales, entre otros; un incremento de la inversión extranjera directa y nacional hacia zonas francas”*.⁸¹ (Comillas y cursiva son nuestras).

11.8.4 Renglón educativo dominicano

Del campo social, es la educación, uno de sus componentes principales. Sin embargo, los gobiernos burgueses, en la República Dominicana, nunca le han dado la importancia debida. En pleno siglo XXI, subsisten miles de analfabetos. Observemos a seguidas por qué aseveramos que su balance arroja un fracaso rotundo.

11.8.4.1 Modelo econométrico: gasto público en educación función del tiempo

Procedamos a trabajar un modelo econométrico de regresión lineal, para el período 1980-2000, donde la variable dependiente es el gasto público en educación y el tiempo, la variable independiente. He aquí el resumen de los resultados del modelo econométrico aplicado:

1) Ecuación lineal estimada	GPE= -1910.879 + 363.985Tiempo
2) Error estándar estimado	ee= (588.656) (46.880)
3) Valores t estimados	t= (-3.246) (7.7640)
4) Valor de probabilidad	p= (0.004) (0.000)
5) Coeficiente de correlación	CCP=0.87
6) Coeficiente de det.	r ² =0.76
7) Grados de libertad	g de l=19
8) Test de la F de Fisher	F _{1, 19} = 60.281
9) Durbin Watson	DW= 0.136

⁸⁰ Ver la bondad del ajuste econométrico, de los modelos descritos arriba, epígrafe 11.7, en nuestra obra *Política económico-social dominicana*, pp.468-477.

⁸¹ ONAPLAN (2000): *El resultado exportador de la República Dominicana en la década de los noventa*, p. 65.

--	--

11.8.4.2 Modelo econométrico: gasto público en educación función del PIB

Hagamos ahora el análisis de regresión y correlación, para el período 1966-2000, tomando el gasto en educación, como variable dependiente, y el PIB como variable independiente.

Resumen de los resultados del modelo econométrico aplicado:

1) Ecuación lineal estimada	GPE= 339.168 + 0.024PIB
2) Error estándar estimado	ee= (135.432) (0.001)
3) Valores t estimados	t= (2.504) (16.861)
4) Valor de probabilidad	p= (0.017) (0.000)
5) Coeficiente de correlación	CCP= 0.95
6) Coeficiente de determinación	r ² = 0.896
7) Grados de libertad	g de l= 33
8) Test de la F de Fisher	F _{1,33} = 284.307
9) Durbin Watson	DW= 0.846

El balance de la política social dominicana, en el campo educativo, la podemos parangonar con el que realizó Brunner, en el año 2000, a escala de América Latina y el Caribe: no obstante, a los esfuerzos de reformas educativas realizados por los distintos gobiernos dominicanos, en el decenio de los noventa, y el mayor gasto público en educación, la educación dominicana exhibe múltiples y graves deficiencias. Cobertura insuficiente; altas tasas de repitencia y deserción, que se traducen en un elevado grado de despilfarro; bajo niveles de rendimiento de los estudiantes; recursos materiales y humanos limitados; escasa articulación entre los distintos niveles del sistema educativo dominicano y de éste con el mundo del trabajo; alta tasa de analfabetismo en comparación al prevaleciente en países latinoamericanos de similar desarrollo económico; elevada disparidad educativa por dominio y estrato de ingresos; y escasa producción de conocimientos para mejorar los procesos de enseñanza y aprendizaje y alimentar las políticas públicas destinadas a este sector.

11.8.4.3 Modelo econométrico: gasto público nominal en educación función del PIB nominal y del ingreso tributario nominal

Ensayemos, ahora, un modelo que implique la estimación de una ecuación del siguiente tipo

$$GPNE = \alpha(PIBN)^{\beta}(ITN)^{\gamma}\mu$$

Donde

GPNE= gasto público nominal en educación;

PIBN = PIB nominal;

ITN= ingreso tributario nominal;

α = constante;

β = elasticidad del gasto público nominal en educación, con respecto al PIB nominal;

γ = elasticidad del gasto público nominal en educación, con respecto al ingreso tributario nominal.

μ = termino estocástico

En esta función, $GPNE = \alpha(PIBN)^\beta(ITN)^\gamma\mu$, es evidente que la relación entre GPNE, con las variables independientes enunciadas arriba, es no lineal. Empero, si se transforma, dicho modelo, mediante la función logaritmo, obtenemos

$$\ln GPNE = \ln \alpha + (\beta)\ln(PIBN) + (\gamma)\ln(ITN) + \ln \mu$$

Luego, el modelo que estamos ensayando, adquiere los ribetes propios de un modelo lineal en los parámetros, y por tanto de regresión lineal, del tipo log-lineal.

Resultados obtenidos:

1) Ecuación lineal estimada	$\ln GPNE = \ln -1.976 + 0.192 \ln PIBN + 0.79 \ln ITN$
2) Error estándar estimado	ee= (0.169) (0.036) (0.031)
3) Valores t estimados	t= (-11.716) (5.332) (25.838)
4) Valor de probabilidad	p= (0.000) (0.000) (0.000)
5) Coeficiente de correlación	CCP= 0.996
6) Coeficiente de determinación	$R^2 = 0.991$
7) Grados de libertad	g de l= 32
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,32} = 1854.254$
9) Durbin Watson	DW= 0.788

11.8.4.4 Juicios críticos⁸²

La República Dominicana, mostró un cierto rezago, en materia del combate al analfabetismo, con relación a otros países latinoamericanos y caribeños. En el 1990, Brasil y Bolivia, tenían tasas de analfabetismo de 18.3% y 20.6% respectivamente, superiores a la dominicana; sin embargo, diez años después (año 2000), sus tasas de analfabetismo descienden a 14.7% y 13.4% respectivamente, mientras que la dominicana se mantuvo estancada en 16.0%. Por otra parte, la mayoría de países latinoamericanos y caribeños, exhiben tasas de analfabetismo inferiores a la dominicana, entre los que podemos nombrar a Bahamas, Argentina, Barbados, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Cuba, Ecuador, Jamaica, México, Panamá, Paraguay, Perú, Suriname, Trinidad y Tobago, Uruguay y Venezuela. Solamente países centroamericanos como El Salvador, Guatemala, Honduras y Nicaragua y nuestros vecinos haitianos (con una tasa de

⁸² Ver la bondad del ajuste econométrico, de los modelos descriptos arriba, epígrafe 11.8.4, en nuestra obra *Política económico-social dominicana*, pp. 484-488.

48.5%, la más alta del continente americano), presentan tasas de analfabetismo superiores a la dominicana.

En términos absolutos, miles de dominicanos aún se mantienen en la penumbra del analfabetismo. En el año 1993 la cifra ascendía a 609,661; para el año 1996 llega a 776,738. Esta situación limita sus posibilidades de progreso económico, ya que al no poder asimilar las nuevas tecnologías predominantes en la producción de bienes y servicios, no pueden acceder a los mercados formales de trabajo. Tienen que refugiarse en el mundo de la informalidad económica, de la cual obtienen ingresos de subsistencia.

Un alto porcentaje de la población analfabeta está ubicado en la zona rural del país; mientras en la zona urbana sólo el 8.5% de sus habitantes de 15 años y más eran analfabetos en el 1996, en la zona rural montó el 26.9%. Esta realidad sume a sus habitantes en condiciones mucho más adversas, que el ciudadano de la zona urbana, para procurar las rentas anuales que ayuden a su bienestar. Por tanto, se infiere que la política social educativa, ha tenido un cierto sesgo a favor de la zona urbana y obviamente en perjuicio de la población rural.

Igualmente, en el ámbito regional se presentan problemas similares, pues mientras en el “(...) *Distrito Nacional únicamente el 7% de la población es analfabeta, en la Región VI (provincias de San Juan de la Maguana, Azua y Elías Piña) una de cada tres personas (33%) no sabe leer y escribir. Estas cifras señalan la urgente necesidad de fortalecer e implementar programas de alfabetización de adultos focalizados*”.⁸³ (Comillas, cursiva Y el punto suspensivo son nuestros).

El analfabetismo dominicano se encuentra íntimamente ligado con la pobreza. Cerca del 60% de la población que vive en condiciones de pobreza extrema es analfabeta, en cambio en los niveles poblacionales de condición socio-económica elevada, apenas un 0.4% era analfabeta, para el año 1998; esta situación que fue arrastrada durante todo el decenio, en tal virtud sustentamos el punto de vista de que la política social en el campo educativo, no tuvo el impacto que se ameritaba en la población pobre, en procura de ayudarlo a salir de su estado de precariedad económica.

Ha habido una tendencia hacia la privatización de la educación dominicana. El nivel inicial de la educación nacional, durante la segunda mitad del decenio de los ochenta, mostró un gran dinamismo, al crecer en 217.4% el total de alumnos matriculados en dicho nivel.

Aquí el sector privado ejerció un dominio muy visible, en lo que concierne a suministrar el servicio, ya que al principio del período señalado concentraba el 35% de los matriculados, pero al final del mismo asciende a un 75%.

Empero, en la educación primaria durante el período escolar 1983/84-1989/90, el sector público desempeñó un papel decisivo, en la medida que atendió alrededor del 80% de los matriculados. Obviamente, esto no quiere decir que el sector privado permaneciera estático. Todo lo contrario. De una participación en el total de 14.8% en el año escolar 1983/84, aumentó a 22.0% al final

⁸³ Gabinete Social del Gobierno Dominicano (2002): *Política social del gobierno dominicano*. Volumen I. Santo Domingo, R.D., p. 52.

del decenio. La tendencia a la privatización educacional dominicana, aquí ya era muy obvia. Este proceso privatizador, afectó a los hogares que se encuentran en la base de la pirámide social de la República Dominicana, pues los ingresos mensuales no cubren sus gastos; tienen presupuestos hogareños deficitarios, con tendencia a agravarse pues probablemente tuvieron que disponer de recursos financieros para ayudar a sus hijos a estudiar en centros privados, donde los costos son superiores a los prevalecientes en las escuelas públicas.

Aquello no fue lo más complicado, se perfiló una peligrosa tendencia hacia la deserción estudiantil. En el decenio de los ochenta se pudo advertir como la población estudiantil del nivel primario, finalmente descendió. ¿Por qué? *“Aparentemente esto es consecuencia del período inflacionario sin precedentes que vivió el país entre 1988 y 1991, así como de la caída del ingreso real per cápita, que resultó en un deterioro notable de las condiciones de vida de los hogares dominicanos. Esta situación dramática de abandono de la escuela por parte de la población infantil, debido a empobrecimiento de las familias, queda claramente ilustrada (...)”*.⁸⁴ (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

También la evolución de la educación, en el nivel medio, estuvo caracterizada por una visible reducción de la matrícula estudiantil, viéndose afectada principalmente la educación pública. La matrícula total se redujo en un 10.88% y la pública en un 25.6%. En el programa de la educación normal, que tiene por objeto formar maestros para el nivel primario, la situación fue catastrófica, la matrícula disminuyó en un 82.6%. El impacto de la crisis fue violento.

“Posiblemente muchos jóvenes se vieron precisados a abandonar las aulas para contribuir a financiar la economía doméstica. Un factor adicional parece ser que los estudios han perdido atractivo como mecanismo de ascenso social, pues los niveles salariales se han deteriorado y el desempleo se ha elevado para el personal profesional. A la vez, las prioridades del gasto público abandonaron los sectores sociales para atender inversiones en construcción, con lo que se restringió sustancialmente la atención al sector educación”.⁸⁵ (Comillas y cursiva son nuestras).

La deserción masiva de alumnos del nivel medio normal, tiene su explicación específica en el hecho de que los salarios reales de los maestros sufrieron un deterioro verdaderamente dramático. El salario real, por tanda, del maestro en el año 1990 apenas cubría el 27% del que devengaba 20 años atrás. En el período 1983-1989, la matrícula universitaria fue de un promedio de 128,000 alumnos, acaparando la universidad estatal el 27%. Al igual que en los otros niveles de la educación dominicana, en ésta el impacto reduccionista de la “década perdida” condujo a que se redujera en casi 11%, del año 1983 al año 1989.

En el decenio de los noventa, la evaluación es distinta. En efecto, la cobertura que da cuenta del ingreso de la población en edad adecuada al sistema educativo dominicano, sufrió un cambio positivo, pues si en el año escolar 1996-1997 ingresaron 1,862,969 personas, cifra que si es comparada con la correspondiente al 1999-2000 (que totalizó 2,187,586) indica que se produjo un aumento de 17.4% en la matrícula estudiantil. Al desmenuzar los tres niveles que presenta el

⁸⁴ Santana, I. y Rathe, M. (1993): *Reforma social*. Editora Alfa & Omega. Santo Domingo, R.D., p. 34.

⁸⁵ Santana, I. y Rathe, M.: op. cit., pp. 40-41.

sistema (inicial, básico y medio), encontramos que “*Las tasas, tanto la bruta como la neta*”⁸⁶, *varían según el nivel. Para el nivel inicial, en el año escolar 2000-2001 y calculada sobre la población de 3 a 5 años, la tasa bruta es de 39.3%. El ritmo de crecimiento es considerable, pues en el curso de 1998-1999, la tasa bruta era de 33.8%. La cobertura de la población de 3 a 4 años se incrementa con la apertura de unas 2,000 Casas Infantiles Comunitarias que atienden aproximadamente a 100,000 niños y niñas en esa edad. Para los niños y niñas con edad de 5 años, la tasa bruta es de 79.2%*”.⁸⁷ (Comillas y cursiva son nuestras).

No obstante, la Secretaría de Estado de Educación, debe admitir que a pesar del progreso cuantitativo en el aumento de la tasa bruta de la cobertura en el nivel inicial, al final del decenio de los noventa (2000-2001), quedaron fuera del nivel citado 367,410 niños de 3 a 5 años de edad.

Una situación parecida a la descrita arriba, se manifiesta en el nivel básico del sistema educativo. La Secretaría de Estado de Educación, lo admite: “La tasa neta del nivel Básico es superior a la prevaleciente hace diez años. No obstante, aunque los datos evidencian mejoría en la cobertura, alrededor de 91,000 niños, con la edad adecuada, no están asistiendo a la escuela”.⁸⁸ Aquí se debe decir, en adición a la confesión de la cartera oficial de educación, que la tasa bruta de cobertura, en dicho nivel, fue de 110.0%. Esto indica que una porción de la población matriculada en este nivel presenta una cierta sobreedad de los alumnos; por otro lado la tasa neta de cobertura de 93.9%, alcanzada al finalizar la década de los 90, la misma SEE admite en la obra citada, página 33, la mayoría de naciones latinoamericanas y caribeñas la habían logrado para cinco años antes (1995), manifestándose pues otro rezago del sistema educativo en el nivel Básico. En el nivel Medio al concluir el decenio estudiado, el balance es peor aún: la tasa bruta es de sólo 53.3% (contra 65.3% como promedio latinoamericano) y la neta de 27%. Ambas son bajas, asevera la SEE. De ahí que en el año escolar 2000-2001, este nivel fuera deficitario en 343,391 potenciales alumnos.

En lo concerniente a la eficiencia interna de la educación, debemos decir que puede ser enfocada desde los niveles de deserción, repitencia, promoción y egresos. En el decenio de los noventa, en el ámbito de la educación básica, tanto la promoción como la repitencia presentaron tendencias favorables, no así la deserción. Estos indicadores, en el nivel de la educación media, también alcanzaron tendencias ligeramente positivas; pero cuando comparamos determinados indicadores, que dan cuenta de la eficiencia, con el resto latinoamericano y caribeño, se evidencian ciertos rezagos. ¿Qué nos dicen los datos estadísticos? Los escolares dominicanos que logran hacer el bachillerato, permanecen en el liceo 3.5 años más de lo necesario, merced a las altas tasas de repetición escolar. Solamente Brasil (4.1 años), Belice (4.0 años) y Nicaragua (3.8 años), muestran resultados, en el campo aludido, inferiores.

¿Cómo afrontar la situación planteada? El Banco Mundial y el BID, sugieren: “(...) *En el corto plazo se debe priorizar intervenciones para mejorar la igualdad del acceso a una educación de*

⁸⁶ La tasa bruta es igual a la matrícula total del nivel que se trate entre la población que según la edad le corresponde el nivel educativo estudiado. La neta es el cociente que resulta de dividir la matrícula legal entre la población correspondiente.

⁸⁷ Secretaría de Estado de Educación (2003): *Plan estratégico de desarrollo de la educación dominicana (2003-2012)*. Tomo I, Santo Domingo, R.D., p. 23.

⁸⁸ *Ibíd.*, p. 23.

*calidad tanto en la zona rural como en las zonas urbanas marginadas, y garantizar que los niños no se queden rezagados por la falta de documentos de identidad. Entre otras cosas, se requiere mejorar el modelo pedagógico en escuelas multi-grado rurales, realizar intervenciones focalizadas en las escuelas de bajo rendimiento en zonas urbanas marginadas, fortalecer la administración descentralizada de los centros educativos, reformar la oferta de capacitación para los profesores, fortalecer la administración de recursos humanos del sector, y aplicar pruebas estandarizadas para medir el aprendizaje junto a evaluaciones rigurosas de los factores escolares y familiares que inciden en la repetición de grados. En el mediano plazo, es necesario reducir los cuellos de botella en la oferta del segundo ciclo de educación básica en áreas rurales y en la educación media tanto en la zona rural como en la urbana”.*⁸⁹ (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

En la calidad académica del profesorado, la educación dominicana ha ido progresando, comparándola con la época de Trujillo, ya que en el decenio de los noventa más o menos el 80% de los maestros poseían títulos pedagógicos. Aunque al final de la década este proceso positivo experimentó un retroceso cuando en el 1998-1999, dicha tasa descendió a 80.1%, cuando en el 1990-1991 había sido de 88.3%.

En ello pudo haber influido la contratación, sin rigor académico alguno, de maestros al nivel de la educación básica y la educación media, simplemente por amiguismo y coincidencias de simpatías partidarias.

Empero, a nivel estudiantil tenemos muchos problemas, en cuanto a calidad. La Secretaría de Estado de Educación (SEE), lleva a cabo las denominadas Pruebas Nacionales de término en los niveles Básico y Medio. Los resultados de éstas son sistemáticos en revelar que los estudiantes presentan desempeños muy débiles en la mayoría de las asignaturas. En el caso de las Ciencias Naturales, en el ámbito de la educación media, por ejemplo, en las pruebas efectuadas en el 2001, sólo el 1.3% de los alumnos alcanzó un promedio igual o superior a 70 puntos.

Estos resultados magros, obedecen a la ocurrencia de diversos factores, entre los cuales podemos citar, esencialmente, la deficiente preparación de una porción de nuestros docentes, quienes según los diagnósticos regionales elaborados por la SEE, en junio de 2002, la cartera de educación solamente posee un 35.3%, del total de profesores, con nivel de licenciatura; a su vez esta situación es retroalimentada, por las penurias económicas en que se desenvuelven los docentes (bajos salarios, seguros médicos precarios y carencia de viviendas).

Sobre el financiamiento a la educación, la ley de Educación establece escoger como referencia el valor que fuera mayor entre el gasto público en educación respecto al PIB (equivalente a un 4%) y el porcentaje que resulta de dividir el gasto en educación entre el PIB (equivalente a un 16%); pero resulta que en el decenio bajo estudio nunca la primera relación ha llegado a un 3% y la segunda no es sino al final del decenio que logra equipararse con el 16%, en consecuencia el Estado dominicano, tiene una deuda acumulada cuantiosa con el sistema educativo dominicano. Por otra parte, se advierte una violación sistemática del artículo 198 de dicha ley, la cual estipula que del total del gasto público en educación, el 80% se debe destinar a gasto

⁸⁹ Banco Mundial y BID (2006): *Informe sobre la pobreza en la República Dominicana*. Impresión en Santo Domingo, República Dominicana, pp. xvi-xvii.

corriente y el 20% a gasto de capital. Al comienzo de la década dicho gasto guardó dicha proporción, pero en la medida que fue pasando el tiempo el gasto corriente se encampanó en 90%, a contrapelo del déficit de cobertura que se manifiesta en la insuficiencia de aulas e infraestructura escolar.

En este balance pudimos observar, en adición, como la inequidad educativa se mantuvo muy fuerte. Comprendemos que en los países latinoamericanos, en particular en la República Dominicana, uno de los factores que alimenta grandemente la desigualdad, es la disparidad de ingresos, es decir, pocos concentran altos porcentajes del ingreso nacional y muchos alcanzan porcentajes menores del mismo. De hecho “(...) existe una muy alta correlación entre los niveles de ingreso y los niveles educativos, incluyendo dominio urbano y rural, género, edad y actividad económica. Razón por la que el logro de mayores niveles de formación, capacitación y especialización en aquellas zonas geográficas y grupos de población más desposeídos contribuirá, sin duda, a una mejor distribución del ingreso”.⁹⁰ (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

La inequidad educativa está presente en la República Dominicana, puesto que el coeficiente Gini latinoamericano de educación, en la pasada década fue de 0.370, mientras que el dominicano superó ligeramente a éste, al situarse en 0.374. Igualmente la República Dominicana, presenta cierto rezago en el combate a la inequidad educativa cuando es comparada con los resultados obtenidos en Argentina, Chile, Uruguay, Venezuela, Panamá, Perú, Costa Rica y Paraguay. La desigualdad educativa se hace presente también al relacionar los niveles educativos alcanzados por los habitantes de las zonas rurales con los habitantes de las zonas urbanas. Relación en la que éstos últimos salen gananciosos. En la República Dominicana, el 25% de la población urbana más pobre posee 6.4 años de educación primaria, mientras que el 25% de la población rural más pobre apenas tiene 3.3 años de dicha educación, la diferencia, es pues, de un 100%. Es evidente que el caso dominicano no se puede tomar como modelo positivo en América Latina.

11.8.5 Renglón salud dominicano

El renglón salud, similar al de educación, expresa una situación crítica. En este frente el fracaso ha sido mucho más ruidoso. Veamos.

11.8.5.1 Modelo econométrico: gasto público en salud función del tiempo

Procedamos, a efectuar el análisis econométrico, para el período 1990-2000, donde el gasto en salud será la variable dependiente y el tiempo, la independiente.

Resumen de los resultados satisfactorios del modelo econométrico aplicado:

⁹⁰ Medina Giopp, A. (2002): “Escenarios para la educación en la República Dominicana 2000-2015”. Santo Domingo, R.D., p. 24.

1) Ecuación lineal estimada	GPS= -211.715 + 447.713Tiempo
2) Error estándar estimado	ee= (329.700) (48.612)
3) Valores t estimados	t= (-0.642) (9.2100)
4) Valor de probabilidad	p= (0.537) (0.000)
5) Coeficiente de correlación	CCP= 0.904
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.77$
7) Grados de libertad	g de l= 9
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,19} = 84.824$
9) Durbin Watson	DW= 0.531

11.8.5.2 Análisis econométrico fundamentado en el PIB

Ahora, el modelo adquiere una variante: la variable independiente será el producto agregado.

Los resultados satisfactorios arrojados por el modelo econométrico utilizado fueron:

1) Ecuación lineal estimada	GPS= 263.96 + 0.015PIB
2) Error estándar estimado	ee= (101.722) (0.001)
3) Valores t estimados	t= (2.595) (13.824)
4) Valor de probabilidad	p= (0.014) (0.000)
5) Coeficiente de correlación	CCP= 0.92
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.85$
7) Grados de libertad	g de l= 33
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,33} = 191.092$
9) Durbin Watson	DW= 0.58

11.8.5.3 Modelo econométrico de regresión múltiple

Ensayemos, ahora, un modelo que implique la estimación de una ecuación del siguiente tipo

$$GPNS = \alpha(PIBN)^\beta(ITN)^\gamma\mu$$

Donde

GPNS= gasto público nominal en salud;

PIBN = PIB nominal;

ITN= ingreso tributario nominal;

α = constante;

β = elasticidad del gasto público nominal en salud, con respecto al PIB nominal;

γ = elasticidad del gasto público nominal en salud, con respecto al ingreso tributario nominal.

μ = término estocástico.

En esta función, $GPNS = \alpha(PIBN)^\beta(ITN)^\gamma\mu$, es evidente que la relación entre GPNS, con las variables independientes enunciadas arriba, es no lineal. Empero, si se transforma, dicho modelo, mediante la función logaritmo, obtenemos

$$\ln GPNS = \ln\alpha + (\beta)\ln(PIBN) + (\gamma)\ln(ITN) + \ln\mu$$

Luego, el modelo que estamos ensayando, adquiere los ribetes propios de un modelo lineal en los parámetros, y por tanto de regresión lineal, del tipo log-lineal.

Los resultados satisfactorios arrojados por el modelo fueron los siguientes:

1) Ecuación lineal estimada	$\ln GPNS = \ln -2.188 + 0.065 \ln PIBN + 0.909 \ln ITN$
2) Error estándar estimado	ee = (0.189) (0.040) (0.034)
3) Valores t estimados	t = (-11.596) (1.601) (26.586)
4) Valor de probabilidad	p = (0.000) (0.119) (0.000)
5) Coeficiente de correlación	r = 0.995
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.99$
7) Grados de libertad	g de l = 32
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,32} = 1553.906$
9) Durbin Watson	DW = 1.048

11.8.5.4 Juicios críticos⁹¹

Si los indicadores básicos de salud, al final del período bajo estudio, son comparados con los que existían en décadas anteriores, veremos que la situación de la salud en la República Dominicana ha ido mejorando en términos cuantitativos.

Del quinquenio 1950-1955 al quinquenio 2000-2005, tenemos que la tasa de mortalidad infantil habrá disminuido en 77%; la esperanza de vida al nacer habrá ganado 24.1 años más; las defunciones anuales se habrán reducido en 2.9%; nacidos vivos habrán aumentado en 57.8%; la tasa global de fecundidad habrá disminuido en 63.5%; la tasa bruta de natalidad se habrá reducido en 53.9% y desde el quinquenio 1980-1985 al quinquenio 2000-2005, las defunciones infantiles anuales habrán disminuido en 45.5%. Sin embargo, cuando recurrimos a los parámetros internacionales, encontramos que en el frente salud, la República Dominicana

⁹¹ Ver la bondad del ajuste econométrico, de los modelos descritos arriba, epígrafe 11.9, en nuestra obra *Política económico-social dominicana*, pp. 499-505.

evidencia fuertes rezagos: el nivel actual de mortalidad infantil triplica al registrado en Costa Rica, Panamá y Uruguay, según el “*PNUD, para el año 1997, la mortalidad infantil de la R.D. era 1.5 mayor al promedio de la región y 5.8 mayor a la de Cuba. El país ocupa la posición 27 de 33 respecto a este indicador en la región, posición que ha empeorado con respecto a la década de los setenta*”;⁹² (comillas y cursiva, son nuestras), la tasa de mortalidad materna, la cual relaciona el número de muertes por causas asociadas a la maternidad con el número de niños nacidos vivos, en el período 1980-1999, dicha tasa se habría situado en un promedio de 100 madres muertas por cien mil nacimientos, cuando en Argentina apenas fue de 38, en Uruguay de 26, Costa Rica 29, Panamá 70 y así sucesivamente.⁹³ La esperanza de vida para el año 2000 se situó en 67.1 años, inferior al existente en América Latina que es de 70 años. “*De acuerdo al análisis de regresión entre las variables esperanza de vida y PIB per cápita, el país presenta un rezago en la esperanza de vida para su nivel de ingreso. Estos es, la esperanza de vida esperada para el nivel de ingreso del país es 69.4 años, 103% por encima del nivel observado*”.⁹⁴ (Comillas y cursiva son nuestras).

Ello así, entre otros factores, por el hecho de que la República Dominicana presenta una carga de enfermedad por encima del promedio latinoamericano. Ciertamente se observó que la política social no pudo reducir a profundidad el indicador Años de Vida Ajustados por la Discapacidad (AVADs), es decir, la pérdida de salud por muerte o la incapacidad que producen las distintas enfermedades. Así en el 1992 se estimó que se perdieron 1,927,411 años de vida saludables, el 46% por incapacidad generadas por enfermedades y el 54% restantes por muertes prematuras. Lo que es peor aún es que enfermedades infecciosas, maternas y nutricionales tuvieron durante el decenio un peso específico importante, poniendo en relieve un rezago epidemiológico con respecto al subcontinente latinoamericano.

La política social ha fallado en el fortalecimiento del sistema público de salud, por tal motivo, los sectores pobres del país soportan una alta carga financiera por concepto de gastos de salud ya que los mismos tienen que asistir a los centros privados de salud, donde los honorarios pagados son muchos más elevados. Igualmente, los pobres (los ubicados en el primer quintil de ingresos) exhiben una gran precariedad al nivel de seguros de salud, lo que hace imperativo la aplicación cabal de la nueva ley de seguridad social, particularmente en lo que concierne al Plan Básico de Salud. El gasto público en salud, con respecto al PIB, no solamente fue muy inferior al promedio latinoamericano durante el período estudiado, sino que además se caracterizó por su pobre efectividad: un alto porcentaje se destinó a curar enfermedades y un muy bajo porcentaje a prevenir enfermedades.

⁹² *Ibíd.*, p. 121.

⁹³ Véase, Gabinete Social del Gobierno Constitucional (2000-2004): *Op. cit.*, pp.42-44.

⁹⁴ CONAPOFA (2001): *Escenarios para una política de población y desarrollo*. Santo Domingo, R.D., p. 119.

11.8.6 Renglón empleo dominicano⁹⁵

La tasa de desempleo ampliada era de dos dígitos, en los distintos decenios del siglo XX. Transcurrido el primer decenio del siglo XXI, aunque menor, persisten los dos dígitos. El fracaso es obvio. Expliquemos.

11.8.6.1 Modelo econométrico de regresión lineal

En otro tenor, utilizamos un modelo econométrico lineal para la regresión y proyección de las variables involucradas en la temática estudiada. Realizamos dos regresiones: una, PEA (variable regresada) y el factor tiempo (variable regresora); y dos, población ocupada (variable regresada) y el factor tiempo (variable regresora). La serie histórica utilizada fue 1991-2000.

Resumen de los resultados satisfactorios arrojados en el primer caso:

1) Ecuación lineal estimada	PEA= 2,656,840.1 + 90,602.552Tiempo
2) Error estándar estimado	ee= (109986.26) (17725.891)
3) Valores t estimados	t= (24.156) (5.111)
4) Valor de probabilidad	p= (0.000) (0.001)
5) Coeficiente de correlación de Pearson	CCP= 0.875
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.766$
7) Grados de libertad	g de l= 8
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,8} = 26.126$
9) Durbin Watson	DW= 1.236

⁹⁵ Las informaciones estudiadas aquí, referentes al mercado laboral dominicano, particularmente, la tasa de desempleo, tienen como fuente el Banco Central de la República Dominicana. Sin embargo, debemos decir que, como investigador, cada día me pongo más “chivo”, como decimos los dominicanos, con tales datos. Incluso, un investigador y demógrafo, de pensamiento moderado, como Nelson Ramírez, en su estudio “Diferencias en la medición del desempleo en los países de América Latina y estimaciones alternativas para la República Dominicana”, dice: “En la República Dominicana las estimaciones oficiales de desempleo se basan en criterios y conceptos que pueden considerarse relativamente más adecuados a la estructura y funcionamiento de la economía, y en particular del mercado de trabajo, que en los casos correspondientes a la mayoría de los países latinoamericanos. Sin embargo, la comparación de valores recientes de dichos indicadores con otros obtenidos para fechas muy próximas mediante enfoques, preguntas y procedimientos presumiblemente similares, arroja diferencias de elevados órdenes de magnitud que ameritan ser explicadas (...)” (p. 25). (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros). En un tenor análogo, se pronuncia Julio Cesar Mejía, también demógrafo, en su libro *Empleo y desempleo en la República Dominicana*. La controversia de las cifras oficiales: “De las divergencias, incongruencias, e inconsistencias en las definiciones, medición y resultados del desempleo y el empleo mostrados en los capítulos anteriores se deriva la necesidad de discutir y revisar los algoritmos de cálculo del desempleo en sus tres vertientes –abierto, oculto y ampliado-...” (p. 181). (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

Resumen de los resultados satisfactorios arrojados en el segundo caso:

1) Ecuación lineal estimada	PO= 2,087,751.8 + 95,150.455Tiempo
2) Error estándar estimado	ee= (79547.187) (12820.19)
3) Valores t estimados	t= (26.245) (7.422)
4) Valor de probabilidad	p= (0.000) (0.000)
5) Coeficiente de correlación	CCP= 0.934
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.87$
7) Grados de libertad	g de l= 8
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,8} = 55.085$

Claro, siempre y cuando las variables involucradas mantengan la tendencia histórica del decenio de los noventa del siglo XX, que fue el período, excluyendo el año 1990, de mayor provecho en lo que concierne al crecimiento de la economía dominicana. Ahora, si la economía se ve sometida a choques externos e internos como los ocurridos en el 2003, dicha tendencia se verá seriamente alterada.

Ahora hagamos la contrastación respecto al producto agregado, tanto de la PEA como de la población ocupada.

Resumen de los resultados arrojados en el primer caso:

1) Ecuación lineal estimada	PEA= 2,869,886 + 2.211PIB
2) Error estándar estimado	ee= (57,795.168) (0.323)
3) Valores t estimados	t= (49.656) (6.855)
4) Valor de probabilidad	p= (0.000) (0.000)
5) Coeficiente de correlación	CCP= 0.92
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.85$
7) Grados de libertad	g de l= 8
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,8} = 46.993$
9) Durbin Watson	DW= 2.479

Procedamos a trabajar la segunda opción:

b) Resumen de los resultados del segundo modelo:

1) Ecuación lineal estimada	PO= 2,328,101 + 2.193PIB
2) Error estándar estimado	ee= (53813) (0.3)
3) Valores t estimados	t= (43.262) (7.303)
4) Valor de probabilidad	p= (0.000) (0.000)
5) Coeficiente de correlación	CCP= 0.93
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.87$
7) Grados de libertad	g de l= 8
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 8} = 53.337$
9) Durbin Watson	DW= 1.2

Ahora procederemos a ensayar un modelo de regresión lineal, del tipo log-lineal. De modo que $L = aPIBR^b \mu$,

Donde

L= empleos;

PIBR= producto interno bruto real;

a= constante;

b= elasticidad del empleo con respecto al producto agregado;

μ = término estocástico.

En esta función, $L = aPIBR^b \mu$, es evidente que la relación entre el empleo, con el producto agregado, es no lineal. Empero, si se transforma, dicho modelo, mediante la función logaritmo, obtenemos

$$\ln L = \ln(a) + (b)\ln PIBR + \ln \mu$$

Luego, el modelo que estamos ensayando, adquiere los ribetes propios de un modelo lineal en los parámetros y, por tanto, de regresión lineal, del tipo log-lineal.

Estos fueron los resultados:

1) Ecuación lineal estimada	$\ln L = \ln 3.963 + 0.4 \ln \text{PIBR}$
2) Error estándar estimado	ee= (0.255) (0.032)
3) Valores t estimados	t= (15.539) (12.326)
4) Valor de probabilidad	p= (0.000) (0.000)
5) Coeficiente de correlación	CCP= 0.892
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.796$
7) Grados de libertad	g de l= 39
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 39} = 151.936$
9) Durbin Watson	DW= 0.336

11.8.6.2 Juicios críticos⁹⁶

Este desajuste que exhibe el mercado laboral dominicano, no es privativo de la República Dominicana, y en adición, es de naturaleza estructural idéntico al existente en el subcontinente latinoamericano. *“En América Latina –escribe la CEPAL- el desajuste del mercado laboral es estructural, dado que funciona con un elevado porcentaje de la fuerza de trabajo ya sea desocupada o en actividades de baja productividad, de tipo informal. Las cifras muestran que el déficit básico de trabajo decente (desempleo más empleo informal como proporción de la PEA total de la región) declinó desde el 48.3% en 1950 al 35.8% en 1980, para aumentar posteriormente al 48% en 2000, como resultado de las reformas y las políticas de apertura de los países (...) El aumento del déficit básico de trabajo decente resultó en un incremento significativo de las migraciones internacionales de mano de obra no calificada o semicalificada de la región, especialmente a Estados Unidos. Se estima que actualmente en este país hay diez millones de trabajadores de origen latinoamericano y del Caribe, número equivalente al 4.6% de la PEA total de la región. Dicho de otro modo, el déficit de trabajo decente, que es alto, sería mayor si no hubiera aumentado el contingente de emigrantes”.*⁹⁷ (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

El déficit básico de trabajo decente, en la República Dominicana, históricamente ha sido muy alto. Decae en el lapso 1962-1979, pero al iniciarse el decenio de los ochenta, dicho indicador se robustece al calor de los choques experimentados por la economía dominicana, para concluir el siglo XX, con un porcentaje altísimo de más de 50%.

Esta situación se podría complicar en el futuro, pues investigaciones en el campo de la economía laboral dan cuenta de cambios que se vienen operando en la demanda de trabajo,

⁹⁶ Ver la bondad del ajuste econométrico, de los modelos descritos arriba, epígrafe 11.8.6, en nuestra obra *Política económico-social dominicana*, pp. 507-514.

⁹⁷ OIT (2002): “América Latina y el Caribe, migraciones internacionales y mercado de trabajo global”. Panorama laboral 2002. INTERNET. http://www.oit.org.pe/protal/documento/te4_migraciones.l.pdf; consultado el 11 de junio de 2007; p. 4.

hacia la contratación de trabajo calificado, en un país donde todavía la tasa de analfabetismo es de un 16%.⁹⁸

El panorama se complica un poco más, cuando hacemos conciencia de que en el mercado de trabajo dominicano, se advierte un movimiento sindical prácticamente en extinción; endurecimiento del paro de la fuerza de trabajo; trabajos mal pagados, jornadas parciales de trabajo; crecimiento más rápido de la oferta de trabajo que la demanda de trabajo; estancamiento de la tasa de ocupación de la economía en un porcentaje inferior al 48%; deterioro de la elasticidad producto-empleo en el decenio de los noventa comparada con la prevaleciente en los ochenta; los sectores rezagados de la economía pierden espacio en la absorción de mano de obra, mientras que los dinámicos absorben relativamente mayor cantidad de fuerza trabajo; la población ocupada en la zona urbana se ha ido expandiendo, no así en la zona rural; la informalidad laboral se extiende: 7 de cada 10 empleos que generó la economía, en el decenio de los noventa, correspondieron a empleos en el sector informal; bajo nivel educativo de la población ocupada: 6 de cada 10 personas ocupadas o no tenía educación o su nivel educativo no pasaba de primaria; y discriminación contra la mujer: el desempleo es aproximadamente tres veces mayor en las mujeres que en los hombres.⁹⁹

En los últimos 20 años las remuneraciones reales, de la fuerza laboral, en particular en los años ochenta, manifestó una tendencia decreciente, a causa de la década pérdida que afectó al subcontinente latinoamericano y especialmente a la República Dominicana.

Así, los asalariados dominicanos, atestigua la CEPAL, durante los ochenta, vieron reducirse sus remuneraciones reales en una banda que iba desde 25% a 51%, dependiendo del tamaño de la empresa en donde laboraban, de si pertenecían al sector público o al sector privado, o bien si se trataba de asalariados agrícolas. La contracción tocó fondo en 1991, año en que se sintió la fuerte recesión económica y el programa de ajuste que la siguió.

Desde la visión burguesa neoclásica, las pérdidas en las percepciones reales de los asalariados, en los años ochenta y que se extiende casi al primer lustro de los noventa, resulta del necesario proceso de ajuste que tenía que sobrevenir en el mercado laboral, buscando el salario real de equilibrio que permitiese la absorción de una mayor cantidad de fuerza de trabajo. Pero lo que resulta extraño es que la reducción del paro si bien se ha manifestado desde el 1991, en verdad no se ha reflejado con toda la intensidad que las circunstancias demandaban. Ello no hace sino poner de manifiesto que probablemente se esté manifestando todo un conjunto de causas en la generación del paro, que trasciende al nivel de salario real como factor explicativo, casi exclusivo, desde la visión neoclásica, de la oferta y demanda de trabajo.

Respecto al dispositivo legal del mercado laboral dominicano, éste se venía rigiendo por el Código Trujillo de Trabajo de 1951, hasta los primeros años de la década de los noventa. Sin

⁹⁸ Prontamente tendremos esta situación, en pleno auge, en la República Dominicana, dentro del sector manufacturero, dado que con motivo del TLC firmado por EE.UU-CA-RD, tendrá que impulsar el cambio tecnológico y exponerse todavía más a la liberalización comercial, los dos agujones que han provocado cambios relevantes en la estructura laboral, verbigracia, en el sector manufacturero mexicano, claramente explicado por Liliana Meza González, en su trabajo "Apertura comercial y cambio tecnológico. Efectos en el mercado laboral mexicano", revista El Trimestre Económico, Vol. LXX (3), México, julio-septiembre de 2003, Núm. 279, pp. 457-505.

⁹⁹ Véase el citado estudio de Lizardo, J.; Reyes, R. y otros (2001), pp. 187-200.

embargo, en mayo de 1992 se aprueba un nuevo código, que de acuerdo a algunos entendidos, aliados del capital y contrarios al proletariado, introduce rigideces en el mercado laboral dominicano, en los campos de contrataciones y despido, nacionalidad de empleados, terminación de los contratos de trabajo, huelga, negociación y contratación colectiva, legislación de salario mínimo y arbitraje de los ministerios oficiales en la solución de conflictos laborales. En cada uno de esos campos se introdujeron términos y consideraciones bastantes favorables a los trabajadores, que se entienden conducen al alza del coste laboral y por tanto a un debilitamiento del esfuerzo empresarial en la generación de empleos.

Desde la óptica empresarial se advierte que el número de casos en que se puede aplicar el desahucio fue ampliado de dos a cinco, el radio de acción del auxilio de cesantía, también fue extendido, haciendo más pesado el costo del desahucio, aumentó a un 80% el porcentaje de los trabajadores de la empresa que deben ser dominicanos, establecimiento del fuero sindical y facilidad para formar sindicatos aun en aquellas áreas en que estaban prohibidas (zonas francas industriales), prohibición a la empresa para contratar nuevos trabajadores en caso de huelga, legalización del salario mínimo que en la medida que aumenta por encima de la productividad del factor trabajo, ocasiona reducción de puestos de trabajos y presencia del elemento corruptivo en los organismos estatales y tribunales vinculados con el mundo del trabajo, lo que provoca acciones institucionales y legales en perjuicio de las empresas que ven aumentar sus costes laborales.

El Estado burgués dominicano, sirvió de factor legitimizante de la práctica contencionista del salario real, a fin de garantizar la rentabilidad empresarial privada y estimular la creación de puestos de trabajo en el ámbito privado.

Trujillo en el 1930, mediante su política económica de emergencia, redujo el salario obrero público (igualmente a escala privada) y lo congeló; en el régimen de los 12 años (1966-1978), el salario mínimo se mantuvo estático en RD\$60 por mes, para en la postrimería de la década alcanzar los RD\$90 y durante la década perdida el aparato estatal fue clave en la contención de la exigencia obrera por alzas salariales, aunque a pesar de ello, el sector laboral obtuvo algunos aumentos nominales de salarios en dicho decenio.

En todos estos momentos históricos el ejercicio coactivo del Estado burgués siempre estuvo presente para mantener en niveles deprimidos el salario real.

No obstante, según cifras oficiales, el desempleo en la República Dominicana ha ido descendiendo, durante el período bajo estudio, fruto principalmente del declinar del desempleo cíclico, puesto que en el decenio de los noventa, la economía dominicana creció formidablemente. A pesar de ello no hemos disfrutado todavía de una tasa de desempleo inferior al 10%. Tenemos un rezago respecto al promedio en América Latina y a las tasas prevalecientes en la economía norteamericana¹⁰⁰, nuestro principal socio comercial, a causa de la

¹⁰⁰ Mientras que en los Estados Unidos, en el año 1999, la tasa de desempleo apenas era de 4.2%, en la República Dominicana se situaba en 13.82%, tres veces mayor. Aparentemente la economía dominicana sufre de "rigidez institucional" para la creación de puestos de trabajos; véase el artículo, de Ronald Schettkat, "Are institutional rigidities at the root of European unemployment?", que aparece en Cambridge Journal of Economics, volume 27,

incompetencia de los gobiernos constitucionales que hemos tenido para formular una correcta política de creación de empleo, pero también ha influido la rigidez de la elasticidad producto-empleo y los continuos choques internos y externos que experimenta la economía doméstica. Y lo que es aún más grave, la seguridad social dominicana, explicitada en la ley 87-01, no estipula prestación alguna, como forma de mitigar las penurias materiales y espirituales que usualmente sufre el desempleado, riñendo con postulaciones elementales de la OIT, al respecto. “(...) *En el caso que nos ocupa, la seguridad social crea diversos regímenes de protección cuyos propósitos generales están orientados a conceder un beneficio monetario al trabajador cesante que reúne ciertos requisitos, a fin de reparar, parcial y temporalmente, el ingreso perdido, garantizándole cierto nivel de vida mientras busca nueva ocupación y pueda reinsertarse en el mercado laboral. Estos propósitos se hacen efectivos por medio de las prestaciones de desempleo*”.¹⁰¹ (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

Por otra parte, “(...) *Durante las últimas dos décadas, más de un quinto de la PEA fue clasificada bajo la categoría de abiertamente desempleada. El desempleo abierto se incrementó durante todos los períodos de ajuste macroeconómico; asimismo, aumentó el empleo informal, como medio para suplir las necesidades humanas básicas, dadas las severas condiciones económicas que afectan a los pobres y a sectores de la clase media durante dichos períodos. De acuerdo a estadísticas recientes, el subempleo alcanzó niveles alarmantes, cercanos al 40% de la PEA, y las posteriores reactivaciones económicas desencadenaron presiones inflacionarias que redujeron los salarios reales. Todo este proceso ha conducido a un círculo vicioso en el área laboral y salarial (...)*”¹⁰² (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

En el subperíodo 1984-1986 el nivel de desempleo fue muy alto, alcanzando en el 1986 un pico de 28.7%. Específicamente, conforme a la Encuesta de Ingresos y Gastos de las Familias, llevada a cabo por el Banco Central, en el 1984, se encontró que “(...) *la tasa de desocupación por municipios (...) en once de ellos esta tasa supera al 30%, como sucede en los municipios de Higüey, Azua, San Francisco de Macorís, Altamira, San José de las Matas, Puerto Plata, Duvergé, Tamboril, Pedro Santana, Villa Altagracia, Laguna Salada, donde las tasas varían entre 31.1% en el municipio de Duvergé y 47.3% en el municipio de Villa Altagracia (...)*”.¹⁰³ (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

Este comportamiento coincidió con un lento crecimiento del PIB en el 1984, de apenas 1.25%, y una recesión en el 1985 ya que el PIB real decreció en 2.2%. La caída del PIB en el 1985 obedeció principalmente a la aplicación de una política económica restrictiva, derivada del choque de la deuda externa y el cumplimiento de los acuerdos con el FMI.

La oferta monetaria real creció pálidamente en el 1984 y cae en 6% en el 1985. El gasto real del gobierno central disminuyó en el 1985 en casi 20%.

number 6, november 2003, donde el autor citado examina esta problemática, comparando varias economías, como la alemana y la norteamericana.

¹⁰¹ Holder, A. (2000): *La protección al desempleo en el contexto de la seguridad social*, pp. 17-18.

¹⁰² Vaitos, C. (1993): Una estrategia integral de desarrollo. Documento preparado para la R.D., Santo Domingo, R.D., p. 43.

¹⁰³ Rosario Mota, G. (1984): “Tasa de desempleo en la República Dominicana. Oferta de mano de obra y tasa de desempleo”. *Revista de Estudios Económicos del Banco Central de la República Dominicana*. Vol. 4, No. 1, enero 1987, p. 53.

Ello alentó la recesión¹⁰⁴ y contribuyó a elevar los tipos de interés. El hecho de que las autoridades aplicaran una política de estabilización restrictiva, en extremo, deja entrever que trazaron como norte central atacar el proceso inflacionario que también sacudía a la sazón a la economía dominicana, pues la tasa de inflación prácticamente hizo explosión en 1984-1985, alcanzando un promedio de 35%.

En el 1986 la economía se estabiliza, la inflación cae a 4.40% y la producción real crece en 3.52%, en cambio, la tasa de desempleo antes que descender alcanza un pico en la década: 28.7%; es como si estuviésemos frente al canje de una menor tasa de inflación, por un nivel más elevado de desempleo. Por otro lado, tenemos que hay una recuperación del crecimiento del PIB, que debió impedir, al menos, un repunte del desempleo. Esta aparente paradoja puede tener las siguientes explicaciones: la esperada reducción del desempleo, ante el aumento del producto real, actuó con cierto rezago o simplemente el aumento del gasto público real, si bien contribuyó a elevar el PIB, trajo consigo el efecto expulsión del gasto privado en su componente inversión (crowding-out)¹⁰⁵, principalmente, pues el ascenso de la renta eleva la demanda de dinero y por tanto los tipos de interés.

Así, la inversión privada real en el 1986 alcanzó un monto de RD\$448.1 millones, lo que representó una recuperación con respecto al logrado en el 1985, RD\$339.4 millones, pero se mantuvo por debajo al que había alcanzado en el 1984, RD\$505.2. El efecto expulsión se hizo presente, amortiguando el efecto multiplicador del gasto público real y por consiguiente su potencialidad para generar nuevos empleos productivos. Ya para el 1987 la economía se recupera plenamente de la recesión, creciendo el PIB en 10.12%, en los años subsiguientes su crecimiento se desacelera rápidamente y finalmente en el 1990 el PIB cae en 5.45%.

La política fiscal expansiva aplicada por las autoridades en el 1987, que en el corto plazo alentó de una manera formidable la producción de bienes y servicios, en el mediano plazo tuvo una repercusión muy desfavorable en los precios, puesto que la inflación se desbocó alcanzando un pico de 79.92% en el 1990, poniendo al descubierto un efecto expulsión devastador; con el agravante de que todavía en el 1990 la tasa de desempleo era bastante elevada: 23.3%.

La década de los noventa, permeada por una política de ajuste, tanto coyuntural como estructural, se desembaraza de la alta inflación de los ochenta y la economía transita una senda de crecimiento sostenido del PIB. El esquema Phillips, ahora no aplica. Simplemente coexisten bajas tasas de inflación, con una reducción de la tasa de desempleo, situándose en 13.9% en el año 2000.

¹⁰⁴ De hecho, esta afirmación aparenta chocar con el precepto clásico humista de la neutralidad del dinero sobre variables reales, en el largo plazo. Sánchez Fung, J. (1998), en su investigación "Neutralidad monetaria: un análisis econométrico para el caso de la República Dominicana", valida la hipótesis señalada; sin embargo, Pérez Ducy, E. (2003), en su investigación "Neutralidad monetaria en República Dominicana", encuentra resultados contradictorios con la hipótesis, en el corto plazo, aunque también la valida en el largo plazo.

¹⁰⁵ Respecto al crowding-out, J. Neville, en su ensayo *Fiscal policy*, argumenta que éste va de la mano con los déficits gemelos (déficit fiscal y déficit comercial), de modo que el incremento de los gemelos, causa una caída en el gasto privado de inversión, casi del mismo tamaño del incremento del déficit; asimismo, el endeudamiento gubernamental, para financiar el déficit, obliga a un aumento en las tasas de interés, reduciendo la inversión privada (Neville, J. -2003-: "Fiscal policy". *Postkeynesian economics*. Printed in Great Britain, pp. 149-150).

La política económica aplicada en los noventa, que contextualizó la reducción simultánea del desempleo y la inflación, no posee nada de mágica. Hubo una gran conjunción de factores internos y factores externos favorables, en especial el crecimiento de la economía norteamericana y la ausencia de prolongados shocks de los precios del petróleo. Durante todo este período si bien los tipos de interés aumentaron y la tasa de interés activa real era elevada, el efecto-expulsión de la expansión fiscal, ya no hizo estragos en el cuerpo económico, como en el decenio de los ochenta, atestiguando la aplicación de una política monetaria acomodaticia.

De todos modos, la tasa de ocupación de la economía dominicana, en el decenio de los noventa, lució relativamente estancada, a pesar de que en dicho período se produjo un crecimiento sostenido del PIB, amparado en un contexto de estabilidad macroeconómica. De donde se infiere que la elasticidad producto-empleo, en el período citado, fue un tanto rígida; ciertamente por cada punto porcentual que aumentara el PIB, se refleja apenas en un 0.2% en la tasa de ocupación, de conformidad con el análisis de regresión producto empleo.

Adentremos el análisis en elementos más concretos, como la oferta y demanda de trabajo. *“Es bien sabido que la evolución de la oferta laboral obedece a tendencias de largo y de corto plazo. Aparte de la tendencias demográficas, entre las primeras se encuentran procesos que tienden a aumentar la participación laboral, como cambios socioculturales que favorecen la incorporación creciente de las mujeres al mercado de trabajo, así como factores que tienden a reducir la tasa global de participación, como la extensión de la permanencia de los y las jóvenes en los sistemas educativos y la expansión de los sistemas de pensiones. Las segundas se basan en las necesidades económicas de los hogares y su reacción a la evolución de la actividad económica y a la oportunidades percibidas en el mercado de trabajo”.*¹⁰⁶ (Comillas y cursiva son nuestras).

En la economía dominicana existe una elevada correlación entre el crecimiento económico y la generación de empleo (demanda laboral), manifestada por la variación de la tasa de ocupación. Como se puede apreciar, el nivel de empleo discurrió en estrecha asociación con la actividad económica; hecho que viene determinado por dos razones principales: en primer lugar, la mayor parte del empleo generado es empleo asalariado y en segundo lugar, la contratación de mano de obra de parte de las empresas depende de su producción y de las expectativas que ellas se formen de la coyuntura económica en curso.

Respecto a la oferta de trabajo, se puede apreciar dos momentos claramente diferenciados: en un primer momento la oferta de trabajo no evolucionó conforme a la actividad económica, pues mientras el PIB creció positivamente, aquélla lo hizo negativamente. Este comportamiento tiene su explicación en la verificación de varios hechos: en los primeros años del decenio se arrastraba la agria disputa electoral verificada en mayo de 1990 que llenó de desaliento a la juventud dominicana, concertación de un acuerdo con el FMI, ejecución de una política económica de estabilización e inicio de la reforma estructural de la economía. Una parte de la fuerza laboral intensificó los viajes ilegales hacia la nación norteamericana. En el segundo momento, la oferta de trabajo evolucionó a la par de la actividad económica, como resultado de

¹⁰⁶ CEPAL (2002): *Estudio económico de América Latina y el Caribe, 2001-2002*. Naciones Unidas. Santiago de Chile, p. 86.

que en la segunda mitad del decenio prevalecen los factores de mejoría de oportunidades engendradas por un impresionante incremento real del PIB.

Ahora bien, independientemente del esfuerzo dominicano por aminorar el paro, éste persiste, ¿cuáles factores contribuyen a su endurecimiento? En primer lugar, un segmento de la fuerza laboral dominicana, sobre todo la que recién ingresa en la PEA, tiende a presentar un tipo de formación que probablemente no se encuentra a tono con las exigencias de las unidades productivas de hoy, que claman por trabajadores con una mayor preparación. Hay un desempleo tecnológico, hay un desempleo estructural; en segundo lugar, la intromisión del Estado dominicano en el mercado laboral, promulgando leyes o decretos de salarios mínimos, presiona hacia la contracción la demanda de trabajo en dicho mercado, en la medida que obliga a muchas empresas de baja productividad y poca inserción en los mercados competitivos a mantener niveles salariales que desbordan sus posibilidades de contratación y rentabilidad. “(...) *Pero dada la considerable heterogeneidad de los puestos de trabajo y de los trabajadores, la regulación pública de los salarios puede contribuir, ciertamente, a los desajustes de la demanda y la oferta en el mercado de trabajo y, por lo tanto, a acentuar el paro de los trabajadores no cualificados e incapacitados, así como el de los trabajadores de las regiones geográficas en declive (...)*”.¹⁰⁷(Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

Los salarios de eficiencia¹⁰⁸ se están verificando en algunas áreas de la economía dominicana, de alta tecnología, particularmente en el sector servicio (telecomunicaciones, turismo, banca y otros); sectores en los cuales las empresas en ocasiones se disputan el personal más calificado ofreciendo salarios mayores a los prevalecientes en el mercado, con la esperanza de conquistar o retener el personal más calificado, propiciando un contexto negativo ante el trabajador desempleado, que hipotéticamente hablando tendría que desarrollar las mismas horas de trabajo por un salario inferior al que obtiene el trabajador titular. El paro es pues estimulado. En efecto “(...) *Algunos tipos de teorías de los salarios de eficiencia (...) se basan esencialmente en la idea de que las empresas están dispuestas a pagar un salario superior al hipotético que vacía el mercado con el fin de reclutar buenos trabajadores, con el fin de reducir los incentivos para marcharse o con el fin de inducir a los trabajadores a trabajar eficazmente. Si la empresa ofrece un salario inferior al vigente que cobran sus trabajadores, los parados no pueden comprometerse a ofrecer la misma cantidad de trabajo (medida en unidades de eficiencia) que el trabajador titular existente. Los problemas de selección adversa o riesgo moral impiden que se comprometan. (...) De acuerdo con algunas versiones de la teoría de los salarios de eficiencia, con este salario hay necesariamente paro, ya que éste constituye, en ese caso, un mecanismo disciplinario que impide al trabajador eludir sus obligaciones y marcharse (...)*”.¹⁰⁹ (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

La tara del coste de rotación laboral contribuye igualmente con el paro, por lo que los trabajadores que están ocupados tienen ventajas sobre los externos (desempleados). “Se

¹⁰⁷ Lindbeck, A. (1994): *Paro y macroeconomía*. Alianza Editorial, S.A. Madrid, p. 33.

¹⁰⁸ “Las teorías que tienen en cuenta esta posibilidad, a saber, que las subidas salariales pueden aumentar la productividad, se denominan teorías de los salarios de eficiencia. Un salario de eficiencia es aquel que minimiza el coste salarial del empresario por unidad efectiva empleada de servicio de trabajo.” (McConnell, C.; Brue, S.; y Macpherson, D. -2003-: *Economía laboral*. McGraw Hill, España, p. 285). (Comillas y cursiva son nuestras).

¹⁰⁹ Lindbeck, A. (1994): *Op. cit.*, pp. 37-38.

considera que los trabajadores internos son asalariados titulares con experiencia cuyo puesto está protegido por los costes de la rotación laboral; los trabajadores externos son parados o trabajadores que tienen un puesto de trabajo poco seguro en el sector informal (secundario) de la economía (...) Tal vez el tipo más evidente de coste de la rotación laboral es el coste tradicional de contratar y despedir trabajadores. Por lo que se refiere a la contratación, comprende los costes de la búsqueda, la selección, las negociaciones y la formación de los trabajadores recién contratados. Por lo que se refiere al despido, comprende la indemnización por despido y los procedimientos de despido posiblemente costosos (...) El segundo tipo de coste de la rotación laboral se debe a que los trabajadores internos pueden negarse a cooperar con los trabajadores externos que tratan de conseguir trabajo ofreciéndose a cambio de unos salarios inferiores a los que perciben los primeros (...).¹¹⁰ (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

En adición a todo lo arriba establecido, resulta que al comparar las tasas de desocupación prevaleciente en la República Dominicana, con la de América Latina, surgen mayores preocupaciones, habida cuenta de que en el contexto latinoamericano la desocupación persistentemente no llega a 10%, mientras que la dominicana persistentemente nunca es inferior a 10%. En América Latina se presentó una cierta tendencia hacia el deterioro de la calidad del empleo y aunque la República Dominicana, como país integrante de la región, no contribuyó al incremento de ese fenómeno negativo, no pudo alejarse considerablemente, su distancia fue precaria, que no resistía choques duros como ocurrió en marzo de 2003, llevando la economía a un proceso agudo de deterioro de la calidad del empleo.¹¹¹

Para que la economía dominicana, genere más empleos es imprescindible que los agentes económicos que participan en el mercado laboral, tengan en cuenta los siguientes aspectos:

Primero. Ante todo estar consciente de que estamos frente a una criollización del fenómeno europeo de la “histéresis del desempleo”, que da cuenta del reforzamiento en secuencia del paro, es decir, se ve afectado por un proceso de retroalimentación.

Segundo. Tenemos que tomar en cuenta qué tipo de paro es que está afectando principalmente a la economía dominicana: estructural (tipo de desempleo que está ligado a actividades productivas en retroceso o regresión. Es de una permanencia duradera), friccional (se nutre de una masa flotante de personas que han dejado o perdido su antiguo empleo, como resultado de la evolución tecnológica y los cambios en la demanda), estacional (éste es provocado por actividades que tienen por característica el uso de mano de obra solamente en una determinada época del año; se verifica especialmente en la agricultura) o coyuntural (éste emerge

¹¹⁰ *Ibíd.*, p. 39.

¹¹¹ “El hecho de que categorías que suelen presentar bajos niveles de productividad y remuneración contribuyeran en gran parte al crecimiento relativamente bajo de la ocupación indica que el aumento de empleo productivo o “empleo de buena calidad” ha sido incluso inferior al del empleo en su conjunto. Aunque no hay indicadores de calidad del empleo comunes a todos los países de la región, en vista de la importancia del tema...se han compilado datos, provenientes de fuentes oficiales de los países. Estos permiten distinguir tres tipos de factores que afectan la calidad del empleo: insuficiencia del volumen de trabajo entre los ocupados (trabajo por menos horas de lo normal o deseado), insuficiencia del ingreso (ingreso inferior a un determinado límite) y diferentes expresiones de precariedad (...)” (CEPAL -1997-: *Estudio económico de América Latina y el Caribe*, 1996-1997. Santiago de Chile, pp. 104-105). (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

especialmente la fase recesiva del ciclo económico). A nuestro entender es el estructural, esencialmente.

Tercero. Sin embargo, el coyuntural o keynesiano, el cual alude a una insuficiencia de la demanda efectiva, sistemáticamente viene nutriendo la cuantía de desempleo, para cuyo combate el Estado se ve en la imperiosa necesidad, vía el gasto público de atizar la demanda efectiva, bajo el supuesto de constancia de la acumulación de capital, el crecimiento de la población, el progreso técnico y otras condiciones fundamentales de la oferta. En este afán, el Estado burgués dominicano se ve forzado a priorizar las políticas económica y social, que aticen la demanda en desmedro, en ocasiones, de políticas destinadas a elevar el coeficiente de ahorro. *“De esta forma, el paro keynesiano es mucho más difícil de resolver en una economía subdesarrollada que en una economía avanzada, que ya cuenta con una tasa elevada de crecimiento del capital y que, por tanto, puede reducir su propensión marginal al ahorro o elevar su propensión a la inversión recurriendo a proyectos improductivos, pero que, sin embargo, sirven para crear empleo (...)”*¹¹² (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

Cuarto. No basta entonces con una política estatal, respecto al mercado de trabajo, regulatoria o asistencialista. Esta última función, en la República Dominicana, históricamente ha estado afectada por un intenso proceso degenerativo (donación de “funditas” contentivas de algunos productos alimenticios de primera necesidad o entrega de cheques en instituciones públicas, sin realizar trabajo alguno).

Quinto. Se requiere definir políticas de mercado de trabajo que sean activas, es decir: elevar, mediante programas de capacitación, el nivel de cualificación de los desempleados; búsqueda de nuevos yacimientos de empleo, etc.¹¹³

Sexto. Ampliación del fomento del autoempleo (micro-empresas) mediante la concesión de créditos en condiciones preferentes (tipo de interés y plazo para la amortización de los mismos), enfatizando en las personas ubicadas en el género femenino.

Séptimo. La política de empleo dominicana debe nutrirse de la europea y de la norteamericana. De la primera, con vista a generar una efectiva protección social aun cuando no se genere un nivel suficiente de puestos de trabajo. De la segunda, con vista a potenciar la creación de puestos de trabajo aun cuando la protección disminuya. Una política de empleo puramente europea, podría conducir a un reforzamiento de la histéresis del desempleo. Una política de empleo puramente americana, conduce irremisiblemente a una desarticulación de la protección que recién se inicia en la República Dominicana (ley de seguridad social 87-01).

Octavo. ¿Es posible conciliar la flexibilidad y la seguridad –se pregunta Patrick Bollé-? Se ha inventado un vocablo híbrido, ‘flexiseguridad’, para definir ‘esa combinación bien lograda de la

¹¹² Kurihara, k. (1966): *La teoría keynesiana del desarrollo económico*. Editorial Aguilar, Madrid, España, p. 99.

¹¹³ Urge la capacitación de nuestros trabajadores, sobre todo cuando *“Un poco más de la mitad (54%) de las empresas manifestó tener dificultad para conseguir trabajadores con las competencias que requiere el puesto (...)”* (ENDECA: “Encuesta Nacional de Demanda de Capacitación 2003”. Santo Domingo, R.D., p. 8. (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

capacidad de adaptación a un entorno internacional que evoluciona y de un sistema de protección social basado en la solidaridad, un sistema que proteja a los ciudadanos frente a las consecuencias más brutales del cambio estructural' [citando a Madsen, 2002, pág. 55] (...) No obstante, a ello hay que añadir lo que se ha llamado el triángulo de oro de la flexibilidad. Se trata de una combinación de flexibilidad (alta movilidad y escasa protección del empleo), de sistemas sociales generosos y de políticas laborales activas (...)"¹¹⁴ (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

11.8.7 Renglón vivienda dominicano

La problemática habitacional es crítica. En la época de Trujillo, había muchas casitas de cartón y tabla de palma, sobre todo en los campos. Hoy subsiste un elevado déficit habitacional, como expresión del fracaso del capitalismo en dicho renglón. Observemos.

11.8.7.1 Modelos econométricos de regresión lineal

El modelo econométrico usado, para fines de la regresión y la proyección, fue lineal, donde al GPV fue la variable dependiente y el tiempo (serie histórica 1990-2000), la variable independiente.

Resumen de resultados del modelo econométrico utilizado:

1) Ecuación lineal estimada	GPV = 732.172 + 12.184Tiempo
2) Error estándar estimado	ee = (109.832) (16.194)
3) Valores t estimados	t = (6.666) (0.752)
4) Valor de probabilidad	(0.000) (0.471)
5) Coeficiente de correlación	CCP = 0.24
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.059$
7) Grados de libertad	g de l = 9
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 8} = 0.56$
9) Durbin Watson	DW = 0.954

Ensayamos también otro modelo econométrico, para fines de la regresión y la proyección, de contenido lineal, donde al GPV fue la variable dependiente y el PIB, la variable independiente.

¹¹⁴ Bollé, P. (2002): "Dinámica del cambio y protección de los trabajadores". Revista Internacional del Trabajo. 2003/3, impresa en Ginebra, p. 301.

Resumen de los resultados del modelo econométrico utilizado:

1) Ecuación lineal estimada	GPV= 212.337 + 0.002PIB
2) Error estándar estimado	ee= (61.007) (0.001)
3) Valores t estimados	t= (3.481) (3.62)
4) Valor de probabilidad	(0.001) (0.001)
5) Coeficiente de correlación	CCP= 0.53
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.28$
7) Grados de libertad	g de l= 33
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,33} = 13.101$
9) Durbin Watson	DW= 0.22

11.8.7.2 Modelo econométrico de regresión múltiple

Ahora procederemos a ensayar un modelo de regresión lineal, del tipo log-lineal. De modo que

$$\text{GPNV} = \alpha \text{GPNV}_{t-1}^{\beta} \text{PIBN}^{\gamma} \mu$$

Donde

GPNV= gasto público nominal en viviendas;

GPNV_{t-1} = gasto público nominal en viviendas con rezago;

α = constante;

β = elasticidad del GPNV con respecto al GPNV CON rezago;

γ = elasticidad del GPNV con respecto al producto agregado.

μ = término estocástico.

En esta función, $\text{GPNV} = \alpha \text{GPNV}_{t-1}^{\beta} \text{PIBN}^{\gamma} \mu$, es evidente que la relación entre el GPNV, con las variables explicativas, es no lineal. Empero, si se transforma, dicho modelo, mediante la función logaritmo, obtenemos $\ln \text{GPNV} = \ln \alpha + \beta \ln \text{GPNV}_{t-1} + \gamma \ln \text{PIBN} + \ln \mu$.

Luego, el modelo que estamos ensayando, adquiere los ribetes propios de un modelo lineal en los parámetros, y por tanto de regresión lineal, del tipo log-lineal.

Resultados obtenidos:

1) Ecuación lineal estimada	$\ln\text{GPNV} = \ln 0.479 + 0.882 \ln\text{GPNV}_{t-1} + 0.023 \ln\text{PIBN}$
2) Error estándar estimado	ee= (0.792) (0.084) (0.112)
3) Valores t estimados	t= (0.605) (10.54) (0.203)
4) Valor de probabilidad	p= (0.55) (0.000) (0.840)
5) Coeficiente de correlación de Pearson	CP= 0.94
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.89$
7) Grados de libertad	g de l= 31
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,31} = 125.912$
9) Durbin Watson	DW= 2.105

11.8.7.3 Juicios críticos¹¹⁵

Paradójicamente el país vivió en el decenio de los noventa un formidable proceso de crecimiento económico, lo que dio como resultado que por ejemplo en el campo habitacional, el porcentaje de viviendas con piso de tierra se redujera de 10.6% en el año 1991 a 5.8% en el 1999; las viviendas con acceso al servicio de electricidad aumentó de 78% en 1991 a 91% en el 1999. Mas, otras taras que atentan contra el bienestar de la población especialmente de la menos pudiente, sobrevivieron: “(...) *no hay mejoría en el acceso de servicios tan fundamentales y con tan alto impacto en la calidad de vida de la población como el acceso al agua potable y eliminación de excretas (...), el porcentaje de hogares sin servicios de eliminación de excretas no varió en la última década manteniéndose en 10% de los hogares. Por su lado, con respecto a la fuente de agua para beber hay un cambio significativo hacia el agua embotellada que por su lado puede ser muy positivo, pero también refleja la falta de confianza de la población en el agua de la red pública y el escaso avance en este sentido para mejorar su distribución y la calidad de la misma. El agua embotellada representa una carga financiera adicional para los hogares, en particular, para los hogares más pobres*”.¹¹⁶ (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

A pesar de que la República Dominicana vive un proceso de transición demográfica, que la empuja a una reducción de la tasa de fecundidad, la demanda por viviendas lejos de atenuarse se intensifica, como resultado de la formación de nuevos hogares. Esta situación combinada con una endeble política social habitacional en la generación de viviendas nuevas y mejoramiento del parque habitacional existente, hace que persista un déficit tanto cuantitativo, como cualitativo. Esta política también fracasó.

¹¹⁵ Ver la bondad del ajuste econométrico, de los modelos descriptos arriba, epígrafe 11.8.7, en nuestra obra *Política económico-social dominicana*, pp. 526-532.

¹¹⁶ *Ibíd.*, p. 251.

11.9 Balance del fracaso del impacto del ajuste económico en el campo social¹¹⁷

La economía burguesa vulgar, a lo Say, con su sofisma “toda oferta crea su propia demanda”, intenta ocultar las contradicciones estructurales que trae consigo el sistema de producción capitalista, que lo llevan a recurrentes desequilibrios que destruyen fuerzas productivas y generan aumentos del desempleo. Hace muchos años que Gunnar Myrdal, lo advertía: *“La idea que quiero explicar en este libro es que, por el contrario, no existe normalmente tal tendencia hacia la autoestabilización automática del sistema social. El sistema no se mueve por sí mismo hacia ningún tipo de equilibrio entre fuerzas, sino que se está alejando constantemente de tal posición, normalmente, un cambio no da lugar a cambios compensadores, sino que, por lo contrario, da lugar a cambios coadyuvantes que mueven al sistema en la misma dirección que el cambio original, impulsándolo más lejos. Esta causación circular hace que un proceso social tienda a convertirse en acumulativo y que a menudo adquiera velocidad a un ritmo acelerado”*.¹¹⁸ (Comillas y cursiva son nuestras).

El ajuste experimentado por la economía dominicana, particularmente en el decenio de los ochenta, constituye un evento contundente que hace rodar por el suelo la supuesta tendencia al equilibrio del capitalismo dominicano. Veamos:

11.9.1 La regresión lineal del ajuste

Hagamos ahora, la econometría del ajuste económico. Modelo macroeconómico:

1) Identidad del ingreso nacional	$Y_n = C + I + X - M$
2) Función consumo total	$C_t = C_p + C_g$
3) Función de inversión total	$I_t = I_p + I_g = I_0$
4) Función de consumo privado	$C_p = \beta_0 + \beta_1 Y_d$
5) Función de ingreso disponible	$Y_d = Y_n - T_d$
6) Función de impuestos directos	$T_d = \alpha_0 + \alpha_1 Y_n$
7) Función de consumo de gobierno	$C_g = G_0$
8) Función de exportación	$X = X_0$
9) Función de importación	$M = M_0 + m Y_n$

Significado de las variables. Y_n , ingreso nacional; C_t , consumo agregado; C_p , consumo privado; C_g , consumo de gobierno; I_t , inversión bruta interna; I_p , inversión privada; I_g , inversión de gobierno; β_0 , consumo autónomo; β_1 , propensión marginal al consumo; Y_d , ingreso disponible; T_d , impuestos directos; α_0 , impuestos autónomos; α_1 , tasa marginal de imposición; X , exportaciones de bienes y servicios; M , importaciones de bienes y servicios; M_0 , importaciones autónomas; m , propensión marginal a importar.

¹¹⁷ Para la clasificación y definición de algunas variables fiscales utilizadas, en este modelo, recomendamos la lectura de la obra *Manual de finanzas públicas y política tributaria*, de la autoría de J. Gómez Sabaini y H. González Cano.

¹¹⁸ Myrdal, Gunnar (1959): *Teoría económica y regiones subdesarrolladas*. Fondo de Cultura Económica. México, p. 24.

VARIABLES ENDÓGENAS. Ingreso nacional (Y_n); ingreso disponible (Y_d); consumo privado inducido (C_p) e importaciones (M).

VARIABLES EXÓGENAS. Consumo de gobierno (G_0); inversión bruta interna (I_0) y exportaciones de bienes y servicios (X_0).

PARÁMETROS. b_0 , consumo autónomo; β_1 , propensión marginal al consumo; α_0 , impuestos autónomos; α_1 , tasa marginal de imposición; M_0 , importaciones autónomas; m , propensión marginal a importar.

Veamos ahora los resultados, en cada caso.

11.9.2 Modelo econométrico: consumo privado función del ingreso disponible

Modelo econométrico de regresión lineal, variable dependiente, consumo privado; variable independiente, ingreso disponible.

1) Ecuación lineal estimada	$C_p = 514.863 + 0.657Y_d$
2) Error estándar estimado	ee = (98.837) (0.022)
3) Valores t estimados	t = (5.209) (30.057)
4) Valor de probabilidad	(0.000) (0.000)
5) Coeficiente de correlación de Pearson	CCP = 0.99
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.98$
7) Grados de libertad	g de l = 19
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,19} = 903.435$
9) Durbin Watson	DW = 1.738

El coeficiente de la pendiente fue de una magnitud equivalente a 0.657 y, obviamente, positivo, está revestido de una singular importancia, ya que representa la propensión marginal al consumo (PMC). Indica que por cada peso que aumentó el ingreso disponible, durante el período 1980-2000, se destinaron 65.7 centavos al consumo; asimismo, revela que al variar el ingreso disponible en un 1%, el consumo lo hizo en un 0.657%. Estos resultados contrastan con los obtenidos en la investigación que realizamos, con motivo de nuestra tesis de grado, en la cual dicha propensión alcanzó los valores de 0.65, 0.91 y 0.74 para los lapsos 1955-1959, 1960-1969 y 1970-1978, respectivamente, por lo que se puede aducir que la PMC, en la economía dominicana, después de aumentar en los años que siguen al derrocamiento de la tiranía trujillista, viene acusando un acelerado proceso de decrecimiento, a causa probablemente de un fortalecimiento de las iniciativas de ahorro, por parte del ciudadano dominicano.

11.9.3 Modelo econométrico: impuestos directos función del ingreso nacional

Modelo econométrico de regresión lineal, en el cual la variable dependiente, está representada por los impuestos directos; mientras que la variable independiente, se expresa a través del ingreso nacional.

1) Ecuación lineal estimada	$Td = -63.592 + 0.046Y_n$
2) Error estándar estimado	ee= (10.499) (0.003)
3) Valores t estimados	t= (-6.057) (18.482)
4) Valor de probabilidad	(0.000) (0.000)
5) Coeficiente de correlación de Pearson	CCP= 0.97
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.95$
7) Grados de libertad	g de l= 19
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 19} = 341.578$
9) Durbin Watson	DW= 1.033

Hagamos también una reflexión referida al coeficiente de la pendiente. Éste que fue de una magnitud equivalente a 0.046 y, obviamente, positivo, está revestido de una singular importancia, ya que representa la tasa marginal de imposición. Indica que por cada peso que aumentó el ingreso nacional, durante el período 1980-2000, ingresaron al fisco 4.6 centavos; asimismo, revela que al variar el ingreso nacional en un 1%, la imposición directa lo hizo en apenas 0.046%. Estos resultados si son comparados con los obtenidos en la investigación que realizamos, con motivo de nuestra tesis de grado, en la cual dicha tasa alcanzó los valores de 0.045, 0.043 y 0.0237 para los lapsos 1955-1959, 1960-1969 y 1970-1978, respectivamente, se puede aducir que la tasa marginal de imposición, en la economía dominicana, muestra un relativo estancamiento. En el período 1980-2000, se situó en el mismo nivel que alcanzó en la postrimería de la tiranía trujillista. Todo ello, a causa probablemente de serias deficiencias recaudativas del aparato estatal, la evasión en el pago de impuesto directo y la corrupción administrativa practicada por el funcionariado relacionado con el área señalada.

11.9.4 Modelo econométrico: importaciones de bienes y servicios función del ingreso nacional

Modelo econométrico de regresión lineal, en el cual la variable dependiente, está representada por las importaciones de bienes y servicios; mientras que la variable independiente, se expresa a través del ingreso nacional.

1) Ecuación lineal estimada	$Mt = -1,974.472 + 0.924Y_n$
2) Error estándar estimado	ee= (333.298) (0.08)
3) Valores t estimados	t= (-5.924) (11.578)
4) Valor de probabilidad	(0.000) (0.000)
5) Coeficiente de correlación de Pearson	CCP= 0.94
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.88$
7) Grados de libertad	g de l= 19
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 19} = 134.053$
9) Durbin Watson	DW= 1.046

Hagamos una reflexión referida al coeficiente de la pendiente. Éste, que fue de una magnitud equivalente a 0.924 y, obviamente, positivo, está revestido de una singular importancia, ya que representa la propensión marginal a importar. Indica que por cada peso que aumentó el ingreso

nacional, durante el período 1980-2000, se destinaron 92.4 centavos a importar bienes y servicios; asimismo, revela que al variar el ingreso nacional en un 1%, las importaciones de bienes y servicios, lo hicieron en un 0.924%. Estos resultados contrastan con los obtenidos en la investigación que realizamos, con motivo de nuestra tesis de grado, en la cual dicha propensión alcanzó los valores de 0.1989, 0.3881 y 0.2899 para los lapsos 1955-1959, 1960-1969 y 1970-1978, respectivamente. Su ascenso en el decenio de los sesenta, tiene que ver con la exclusión de muchas trabas al proceso importador, que había establecido Trujillo y además que sectores de la burguesía importadora se habían alzado con el poder político (aunque por vías no institucionales). Su descenso en el decenio de los setenta, posiblemente estuvo conectado con el fortalecimiento del modelo de sustitución de importaciones de bienes de consumo, con motivo de la expansión de la industrialización sustitutiva durante el régimen del despotismo ilustrado de los doce (12) años (1966-1978). Su ascenso, en los años siguientes, podría tener su explicación en la apertura anárquica de la economía dominicana, especialmente en el decenio de los noventa.

11.9.5 Reducción ecuacional y estimación del ingreso nacional

Ahora bien, después de recurrir al procedimiento de la reducción ecuacional, obtuvimos el multiplicador compuesto del gasto, que de manera desglosada, en sus tres partes componentes, lo presentamos a continuación.

Multiplicador del consumo de gobierno: $K_{cg} = (1/1 - \beta_1 + \beta_1 \alpha_1 + m)$.

Multiplicador de la inversión bruta interna: $K_{IBI} = (1/1 - \beta_1 + \beta_1 \alpha_1 + m)$.

Multiplicador de las exportaciones: $K_x = (1/1 - \beta_1 + \beta_1 \alpha_1 + m)$.

Siendo $\beta_1 = 0.657$; $\alpha_1 = 0.046$; $m = 0.924$, tendremos que el multiplicador del gasto es: $K = (1/1 - 0.657 + 0.657(0.046) + 0.924 = 0.7709$.

Procedamos ahora a verificar los niveles del ingreso nacional estimado, a partir del multiplicador del gasto compuesto.

En efecto, se verifica una brecha del ingreso nacional, influida por el desplome del multiplicador compuesto, ya que durante los dos últimos decenios del siglo XX, la propensión marginal a importar, que entra con signo positivo en el denominador de la fórmula del multiplicador compuesto, lo redujo obviamente; en consecuencia, esta realidad atípica, colisiona abruptamente con la teoría del multiplicador de estirpe keynesiana, la cual sustenta “(...) que los incrementos en los componentes del gasto autónomo se revierten al ingreso nacional de manera multiplicada, o lo que es lo mismo, los incrementos simultáneos en el consumo del gobierno, en la inversión pública y privada y en las exportaciones producen incrementos k veces en el ingreso nacional”.¹¹⁹

¹¹⁹ Linares, M.: (2001): *Paradigmas económicos*. SOMOS ARTES GRAFICAS, S.A. Santo Domingo, R.D., p. 130.

Curiosamente este multiplicador, que generalmente alcanza un coeficiente mayor que uno (1), apenas llega a 0.7709, ¿por qué?, simplemente la propensión marginal a importar se incrementó de una manera brutal, a partir del decenio de los ochenta. Mientras dicha propensión, al final del trujillismo ostentó una magnitud de 0.1989, en el período 1980-2000, se eleva a 0.92, es decir se multiplicó por 4.62. Ha sido algo verdaderamente asombroso; el efecto del multiplicador compuesto en la economía, se filtró en gran medida hacia la economía internacional, neutralizando su potencia y estrechando así las posibilidades y cobertura de la política social a favor de los ciudadanos dominicanos menos afortunados en el plano económico.

Lo que se podría argumentar como un triunfo de la política económica (el incremento del ingreso nacional observado, mayor que el incremento del ingreso nacional estimado, en verdad es un fracaso, pues lo que ha sucedido es que con el aumento brutal de la propensión marginal a importar, el vigor ascensionista del ingreso nacional alimentó fuertemente a las importaciones, contribuyendo a agudizar el déficit recurrente, especialmente de la balanza de bienes, de la cuenta corriente de la balanza de pagos.

Por otra parte, la política de ajuste, particularmente la que fue diseñada por el FMI en el decenio de los ochenta, siempre estuvo dirigida a atacar la demanda interna (consumo e inversión privados y el gasto del gobierno), ya está comprobado que la misma contribuyó a ralentizar y reducir el crecimiento del producto agregado. Y este tipo de resultado es mortal para el futuro de toda economía, pues la economía que en términos reales no tiende a aumentar significativamente su tamaño, tiene un efecto adverso sobre el ingreso nacional bruto, al momento de sustraerle al PIB la renta neta de la inversión proveniente del exterior, e igualmente sobre el ahorro nacional bruto al momento de sustraerle al ingreso nacional disponible el consumo final; por tal motivo, durante los decenios de los ochenta y los noventa, continuamente, el ahorro nacional bruto estuvo por debajo de la inversión total, dando lugar a la necesidad de recurrir al financiamiento externo y a la agudización del déficit estructural de la cuenta corriente de la balanza de pagos.

11.9.6 Modelo econométrico: ahorro nacional bruto función del ingreso nacional disponible

Dada la discrepancia entre ahorro e inversión, tiene sentido la verificación econométrica entre las variables ahorro nacional bruto e ingreso nacional disponible. La primera sería la variable dependiente y, la segunda, la independiente.

Resultados del modelo aplicado:

1) Ecuación lineal estimada	ANB= -417.734 + 0.261Yd
2) Error estándar estimado	ee= (100.848) (0.022)
3) Valores t estimados	t= (-4.142) (11.692)
4) Valor de probabilidad	(0.001) (0.000)
5) Coeficiente de correlación	CCP= 0.94
6) Coeficiente de determinación	r ² = 0.88
7) Grados de libertad	g de l= 19
8) Test de la F de Fisher	F _{1, 19} = 136.699
9) Durbin Watson	DW= 1.383

11.9.7 Juicios críticos¹²⁰

El ajuste experimentado por la economía dominicana, particularmente en el decenio de los ochenta, constituye un evento contundente que hace rodar por el suelo la supuesta tendencia al equilibrio del capitalismo dominicano.

Tenemos que convenir en la necesidad de incluir en este balance el impacto reduccionista de la política de ajuste sobre la política social. La ejecución de políticas económicas de estabilización y de ajuste, en todo el decenio de los ochenta y en parte del decenio de los noventa, ha tenido un impacto reduccionista en la política social y por tanto en el bienestar del ciudadano dominicano.¹²¹

Hay que convenir en concebir la política de ajuste del FMI, como ancla de la política social en América Latina;¹²² Hecho este analizado en diversos escenarios por reconocidos autores, y en particular por la CEPAL.¹²³ “Peor aún,-escribe Stiglitz- hemos visto al Fondo Monetario Internacional (FMI) preconizar la austeridad en los terrenos presupuestario y monetario en situaciones de recesión inminente (...)”¹²⁴, (comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros), como fue el caso dominicano en el 1984-1985, dando cuenta de una absurda política fiscal pro-cíclica.

En la República Dominicana, la política de ajuste tuvo como objetivos básicos: primero, eliminar o controlar los factores internos y externos causantes del desequilibrio económico y, segundo, como consecuencia de lo anterior, pagar el servicio de la deuda externa. En el plano interno, los objetivos específicos estaban dirigidos a controlar la inflación, disminuir el nivel de desempleo y eliminar el déficit fiscal. En el plano externo, los propósitos fueron: estabilizar la

¹²⁰ Ver la bondad del ajuste econométrico, de los modelos descritos arriba, epígrafe 11.9, en nuestra obra *Política económico-social dominicana*, pp. 557-566.

¹²¹ Esta problemática aparece claramente dibujada en las siguientes obras: *Reforma monetaria* (autor: Banco Central); *El gasto público social de la República Dominicana en la década de los ochenta* (autores: Miguel Ceara y Edwin Croes); *Economía dominicana, retos presentes y prospectivas* (autor: Manuel Linares); *¿Hacia dónde va el país?* (autores: José Serulle y Jacqueline Boin); y *Reforma Social* (autores: Isidoro Santana y Magdalena Rathe).

¹²² Consulte a Liz, R. (1993): “Crecimiento económico, empleo y capacitación”. Santo Domingo, R.D., pp. 5-10.

¹²³ A este respecto es conveniente estudiar el ensayo *Gasto social y ajuste en América Latina*, de Cominetti, R. (1994); también el ensayo de *Dinámica de la población y desarrollo en el Caribe*, de Boland (1995).

¹²⁴ Stiglitz, J. (2002): “Empleo, justicia social y bienestar de la sociedad”. *Revista Internacional del Trabajo*. 2002?1-2, impresa en Ginebra, pp. 17-18.

tasa de cambio, incrementar las reservas de divisas, equilibrar la balanza comercial y corregir el déficit de la cuenta corriente de la balanza de pagos, entre otros.

Algunos hechos motivaron la adopción de la política de estabilización.¹²⁵ En el período 1976-1984 el país gastó RD\$4,576.0 millones sobre el nivel de lo que fue su producto interno bruto; el déficit global del sector público en relación al PIB fue incrementándose de 0.7% en el año 1976 a 6.2% en el año 1982; el financiamiento neto del Banco Central pasó de RD\$400.5 millones en 1976 a RD\$1,896.1 millones en 1984; el déficit acumulado en la cuenta corriente de la balanza de pagos fue de US\$2,985.4 millones en el período 1976-1984; la deuda externa aumentaba velozmente: de US\$738.7 millones en el 1974, asciende a US\$3,446.9 millones en el 1984, mientras que las reservas monetarias internacionales netas del Banco Central, para el 1984 ascendía a -US\$335.9 millones; la inflación para el 1984 ya era de dos dígitos: 24.45%.

En el año 1986 la situación mejora, claro merced a cierta paralización de la economía y a una brutal contracción del gasto social real en un 20%, durante el período 1980-1985. Los desequilibrios se reanudan con mayor vigor al final del decenio de los ochenta. En el año 1989 la tasa de inflación había alcanzado un guarismo elevado: 43.9%, y ya en el 1990 se había disparado a 79.92% y la tasa de cambio nominal de RD\$2.88/US\$, en el 1986, aumentó a RD\$8.65/US\$, en el 1990, devaluándose la moneda nacional en un 200%, en el mercado oficial. La deuda externa había aumentado de manera significativa, de US\$3,645 millones, en el 1986, aumentó a US\$4,484 millones, en el 1990, para un incremento de 23%; y la transferencia de recursos financieros al exterior iba en aumento al pasar de US\$42 millones en el 1986 a US\$105 millones en el 1989.

De hecho estábamos frente a una situación en la que se hacía evidente “(...) *una insuficiencia estructural, de formación de capital y de ahorro interno, (...). Esto conduce al conocido problema de las dos brechas: la que se da entre la demanda interna agregada y la disponibilidad interna de bienes y servicios, y la que se produce entre importaciones y exportaciones, que se manifiesta básicamente en forma de inflación y desequilibrio externo*”.¹²⁶ (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros). Frente a estos nuevos desequilibrios, la política de ajuste no se hizo esperar e implicó la adopción de medidas de políticas monetaria, crediticia, cambiaria y fiscal, destinadas a corregir los citados desequilibrios internos y externos; pero por la condicionalidad impuesta por el FMI derivó en un ajuste recesivo.¹²⁷ En efecto, la economía nacional fue deflacionada. Si bien en el 1990 la tasa de inflación alcanzó un nivel alto, ya para los años 1992, 1993 y 1995, acuso magnitudes de un dígito (6%, 2.8%, y 9%, respectivamente). No obstante en el 1994, la tasa de inflación se disparó a 14.3% como

¹²⁵ En una comparecencia pública, el gobernador del Banco Central de la República Dominicana, decía: “*Dentro de los beneficios derivados del acuerdo con el FMI, se contempla: una reducción importante del nivel de inflación, proceso positivo que se inició en enero del presente año; la estabilidad de la tasa cambiaria; una estabilización del Producto Bruto Interno en 1991 y su recuperación y crecimiento a partir del próximo año, con respecto a la fuerte caída experimentada en 1990; renegociación con los acreedores del Club de París y de la Banca Comercial de los atrasos en el pago del servicio de la deuda externa hasta junio del presente año, así como los vencimientos correspondientes a los años 1991-1992*” (Torral, L. -1991-: “Las negociaciones con el Fondo Monetario Internacional”. Santo Domingo, R.D., p. 5). (Comillas y cursiva son nuestras).

¹²⁶ Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (1979): *Vinculación entre las políticas fiscal y monetaria*. México, pp. 47-48.

¹²⁷ Consulte a Ground, R. (1985): “El sesgo recesivo de las políticas de ajuste del Fondo Monetario Internacional”. *Revista Trimestre Económico*. México.

resultado de algunos traspiés dados por las autoridades en el plano fiscal. *“La aceleración de la tasa de inflación -en el 1994- se explica por un excesivo impulso del gasto público acompañado por un financiamiento inflacionario proveniente del Banco Central. En los primeros ocho meses de 1994, la política fiscal generó un déficit en las finanzas públicas que fue financiado con el aumento del crédito doméstico neto del Banco Central y del Banco de Reserva. Ese financiamiento fue creando un exceso de oferta monetaria, que se tradujo en un aumento de la demanda de bienes y servicios y, dada la oferta disponible de éstos, en un aumento de precios”*.¹²⁸ (Comillas y cursiva son nuestras).

“La década de los años ochenta –dice la ONAPLAN- se ha definido por el Presidente del Banco Interamericano de Desarrollo, doctor Enrique Iglesias, como la década perdida de América Latina. República Dominicana no es la excepción. La experiencia de ajustes y desajustes ha significado un proceso desolador para el pueblo dominicano. La irrupción de los factores económicos como disturbadores de la vida cotidiana ha producido que la comprensión de la realidad no sea posible”.¹²⁹ (Comillas y cursiva son nuestras). ONAPLAN, agrega: *“El concepto de Ajustes con Rostro Humano tiene muchas interpretaciones pero un solo propósito. Los diferentes economistas pueden interpretar el rostro humano de acuerdo a su conjunto de teorías, pero todos deben concordar con el objetivo de defender a los más pobres y a la capacidad de la economía de regenerarse luego de los ajustes. Esta capacidad sólo tiene como base el capital humano: la educación, la salud y la nutrición. En este sentido, el ajuste no debe significar la caída estrepitosa del gasto social. Por el contrario, debe sostenerse y fortalecerse, porque únicamente así se garantiza la regeneración de la economía”*.¹³⁰ (Comillas y cursiva son nuestras).

El ajuste a que ha asistido la economía dominicana, es de corte ortodoxo, absolutamente extraño al ajuste con rostro humano¹³¹, con el inconveniente adicional que la autoridad monetaria acude tardíamente cuando ya los problemas se han agudizado y requieren la adopción de medidas drásticas, en perjuicio de los ciudadanos más pobres.¹³²

En el año 1993, el Centro de Investigaciones Sociales Materno Infantil (CENISMI), al realizar una encuesta encontró que *“(...) el 73% de las familias en República Dominicana reciben RD\$2,000.00 de ingreso monetario hacia abajo, y en consecuencia son familias relativamente pobres”*.¹³³ (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

¹²⁸ Dauhajre, A. y Aristy, J. (1994): Revista Rumbo. No. 25. Santo Domingo, R.D.

¹²⁹ ONAPLAN (1991): “Ajuste con rostro humano”. Boletín Informe de Población, No. 4. Santo Domingo, R.D., p. 1.

¹³⁰ *Ibíd.*, p. 1.

¹³¹ *Ibíd.*, pp. 4-5.

¹³² Prazmowski, M. A. (2000), en su ensayo econométrico “Una nota sobre las crisis económicas y los programas de estabilización en la República Dominicana” (2000), aplica un modelo racional de planificación social para una economía parcialmente abierta y que está encabezada por un planificador que trata de minimizar los desequilibrios agregados. Prazmowski, concluye su trabajo aseverando que *“El modelo fue aplicado al caso particular de la República Dominicana la cual introdujo un programa de estabilización exitoso en 1991 luego de un colapso inflacionario producido a mediados de 1990. La regla indica que el programa fue realmente necesario, PERO QUE SU INTRODUCCION FUE TARDIA”* (p. 95). (Comillas, cursiva y mayúsculas son nuestras).

¹³³ Bastidas, A. (1994): *Indicadores de pobreza. Banco Interamericano de Desarrollo*. Santo Domingo, R.D., p. 11.

La crisis de la agropecuaria, la política de ajustes ortodoxa, la llevó a un estado de paroxismo extremo. El profesor Manuel Colón, economista agrícola, pronosticaba: *“Para el año 2000 las proyecciones indican que habrá una situación insostenible en lo que respecta a la producción de cereales tornándose cada vez más latente la dependencia del país con relación al exterior de estos alimentos. Prácticamente se tendrá que importar todo el maíz que consume el subsector avícola y pecuario (cerca de 10 millones de quintales) debido a que en la actualidad el consumo de 8.5 millones de quintales y sólo producimos de esa cantidad menos del 10 por ciento. La producción de sorgo de continuar la tendencia se reducirá sensiblemente provocando efectos de presión sobre las importaciones de maíz, el cual es un complemento para la alimentación animal. En el caso del arroz, se necesitarán para enfrentar la demanda alrededor de 9 millones de quintales y actualmente sólo se producen 6.5 millones de quintales, sin indicios de que mejoren sensiblemente los niveles de productividad y con escasas posibilidades de ampliar el área cultivada. Ello implica que tendríamos que importar una cuarta parte del consumo interno. La dependencia de la importación de grasas comestibles se agudizará a pesar de los proyectos existentes de producción de aceite derivado de palma africana (...)”*.¹³⁴ (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

El mismo Fondo Monetario Internacional (FMI) dice lo siguiente: *“Los avances Logrados por la República Dominicana en el campo del desarrollo social durante los últimos 20 años ¿¿salen de lo común?! (Los signos de interrogación y admiración son de Manuel Linares). Pero a pesar de eso, casi todos los indicadores de salud, nutrición, educación e ingreso y empleo de la mujer aún están por debajo de los correspondientes a los demás países latinoamericanos y del Caribe del mismo grupo de ingresos. En el campo de la salud, los índices de mortalidad de lactantes y niños menores de cinco años y el número de habitantes por médico y enfermera también implican condiciones inferiores a las de esos países. El porcentaje de la población que cuenta con agua potable parece comparable en las zonas urbanas, pero es muy inferior en las rurales. En materia de nutrición, los índices de consumo de proteínas y calorías diarias de la República Dominicana son bajos en comparación con los correspondientes a los demás países latinoamericanos y el Caribe con niveles de ingresos semejantes. En cuanto a la educación, los índices de la tasa de matrícula de alumnos que llegan a cuarto grado y de analfabetismo son casi iguales a los demás países. Con respecto a la situación de la mujer, la población de niñas matriculadas en la escuela primaria, la tasa de analfabetismo y la proporción de niñas matriculadas a la enseñanza secundaria y la participación en la población activa son equivalentes al 77% y 30% de las correspondientes a la población en general”*.¹³⁵ (Comillas y cursiva son nuestras).

La brecha de la producción, se manifestó en los decenios de los ochenta y de los noventa. El PIB real pudo ser más elevado y no lo fue. ¿Por qué? Debido a que la base que sirvió de telón de fondo a los factores que generó el déficit de producción calculado, fue la política de contracción aplicada de conformidad con los preceptos del FMI, la cual indujo la recesión y el desempleo de los factores de producción y a la contracción del influjo positivo de la política social. Es obvio que el PIB real tiene que crecer si se desea superar al PIB estimado. Su ritmo de crecimiento en la década actual es insuficiente desde la doble óptica de superar los rezagos en equidad y de

¹³⁴ Colón, M. (1995): “La agricultura dominicana en la perspectiva del año 2000”. Santo Domingo, R.D., p. 53.

¹³⁵ FMI (1993): “Evolución económica reciente de la República Dominicana”. (Trabajo impreso en Santo Domingo, R.D.).

reforzar la incorporación de progreso técnico. Es un ritmo que además de ser notoriamente inferior al conseguido en la década de los setenta, congela la situación de pobreza en la República Dominicana.

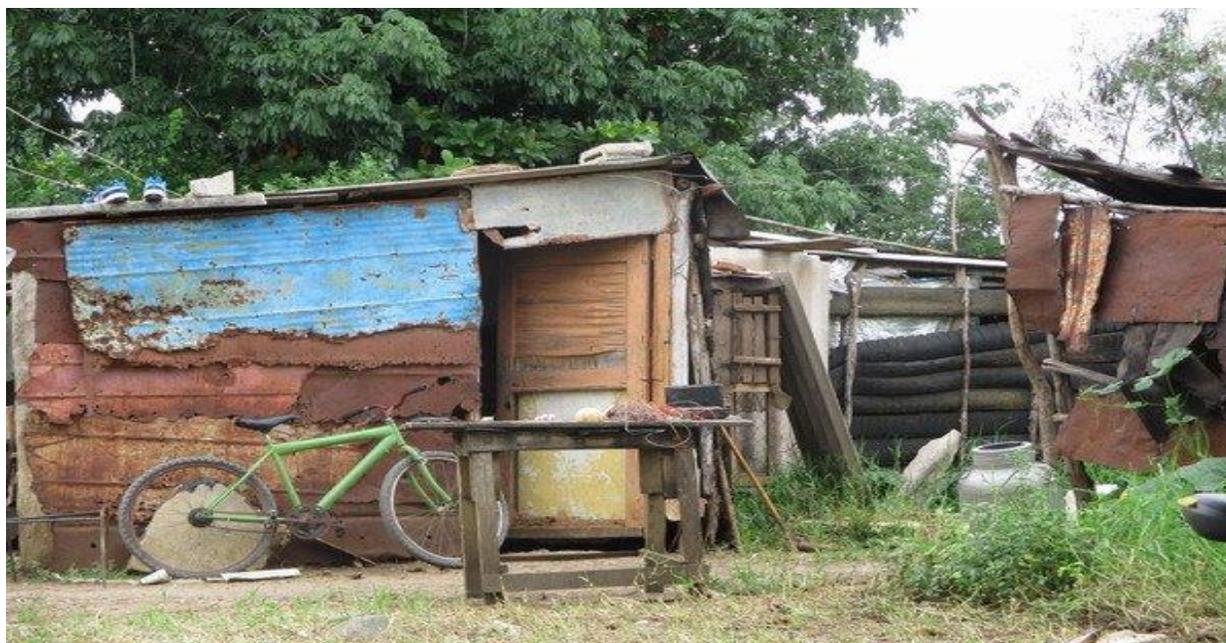
La CEPAL es bastante radical respecto a ese dilema dominicano, que es el dilema latinoamericano. Ella dice: “(...) *para alcanzar niveles aceptables de empleo y productividad se requiere una expansión del PIB cercana al 6% anual, con incrementos en el PIB por habitante en torno al 4% anual*”.¹³⁶ (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros). Naturalmente estos requerimientos nos generan dificultades muy serias para poderlos cumplir.

El primer lustro del decenio de los ochenta, se vio matizado por crecimientos negativos de la cantidad de dinero en circulación en la economía (M_1); en el segundo lustro, este crecimiento negativo, quedó reforzado, sobre todo en los años 1987, 1989 y 1990. Obedecía ello, a la quiebra de una gran cantidad de establecimientos financieros, debido a manejos fraudulentos de los mismos y a la ausencia de una rigurosa política de observación y control de parte de la autoridad monetaria del país. Obviamente, estas quiebras trajeron como resultado una pérdida de confianza de los depositantes, dando lugar a un aumento del cociente deseado entre el efectivo y los depósitos, el cual pasó de 31.18% en el 1985, a 35.2% en el 1990 y a una leve contracción del medio circulante real (alrededor de 0.35%, del 1985 al 1990). También influyó en lo comentado, el uso casi exclusivo de la variable monetaria, para aplacar el proceso inflacionario, que vivía el país (el IPC aumentó en 733% del 1980 al 1990), que de conformidad con la visión monetarista, se consigue reduciendo la cantidad de dinero en circulación.

La política fiscal, en el primer lustro del decenio de los ochenta, fue extremadamente contractiva, el gasto de capital del gobierno nacional (GKR), decreció de modo significativo, lo que ayudó al crecimiento negativo del producto agregado (PIBR) en el 1985 e igualmente surgieron nuevas figuras impositivas, como el impuesto a la transferencia de bienes industrializados. Posteriormente, el gobierno central acometió un agresivo plan de construcción, que llevó a un crecimiento inusitado del gasto de capital del gobierno nacional, haciendo que la economía saliera de la recesión; desafortunadamente en la postrimería del decenio en cuestión, el gasto de capital vuelve a contraerse dando lugar a una nueva y profunda recesión económica. En tal virtud, no constituyó una sorpresa que el superávit de pleno empleo (SPE) o superávit de empleo normalizado, que da cuenta del nivel de “(...) *superávit presupuestario correspondiente al nivel de producción potencial*”¹³⁷, (comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros), en el decenio de los ochenta, mostrara una cara muy agreste, en la República Dominicana, pues los valores arrojados fueron completamente negativos.

¹³⁶ Rosales, O. (1996): “Política económica, instituciones y desarrollo productivo en América latina”. Revista de la CEPAL, No. 59, p. 31.

¹³⁷ Dornbusch y Fischer (1994): *Macroeconomía*. McGraw Hill, España, p. 87.



¡He aquí una manifestación del fracaso del capitalismo dominicano: la pobreza extrema!

VIII

BIBLIOGRAFÍA

Dado el hecho de que esta obra ha sido estructurada en base a fragmentos contentivos del despliegue econométrico-matemático reflejado en el libro madre, *El capitalismo dominicano*, de nuestra autoría, sugerimos al lector, si lo estima conveniente, acudir a la versión física del libro citado, para fines de observar la bibliografía.