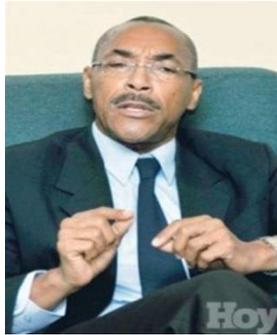


Último tomo...

## **Dr. Manuel de Jesús Linares Jiménez**



## **Obras Completas**

**Tomo**

**31**

*Política económico-social dominicana, en un contexto de globalización y cambio institucional 1950-2000. Tesis doctoral. Cuarto Volumen (C). Presentada en la Universidad del País Vasco –UPV-, España, en el 2006.*

**POLÍTICA ECONÓMICO-SOCIAL DOMINICANA EN UN  
CONTEXTO DE GLOBALIZACIÓN Y CAMBIO  
INSTITUCIONAL (1950-2010)  
(Cuarto Volumen)**

Autor: Dr. Manuel Linares  
829-637-9303

1ra. Edición, forma física:  
Mayo, 2009

2da. Edición, forma física:  
Octubre, 2012

Impresos La Escalera,  
Santo Domingo, R.D.,  
Tel. 809-688-1449

Portada: Zoquier Grafhic,  
Zona Colonial, Arz. Meriño No. 455,  
Santo Domingo, D.N.  
Tel. 809-685-5541

Preparación y difusión edición digital:  
Septiembre 2017/abril 2018.

Nuevamente preparación y difusión edición digital:  
2023.

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

Tesis Doctoral (Cuarto Volumen)

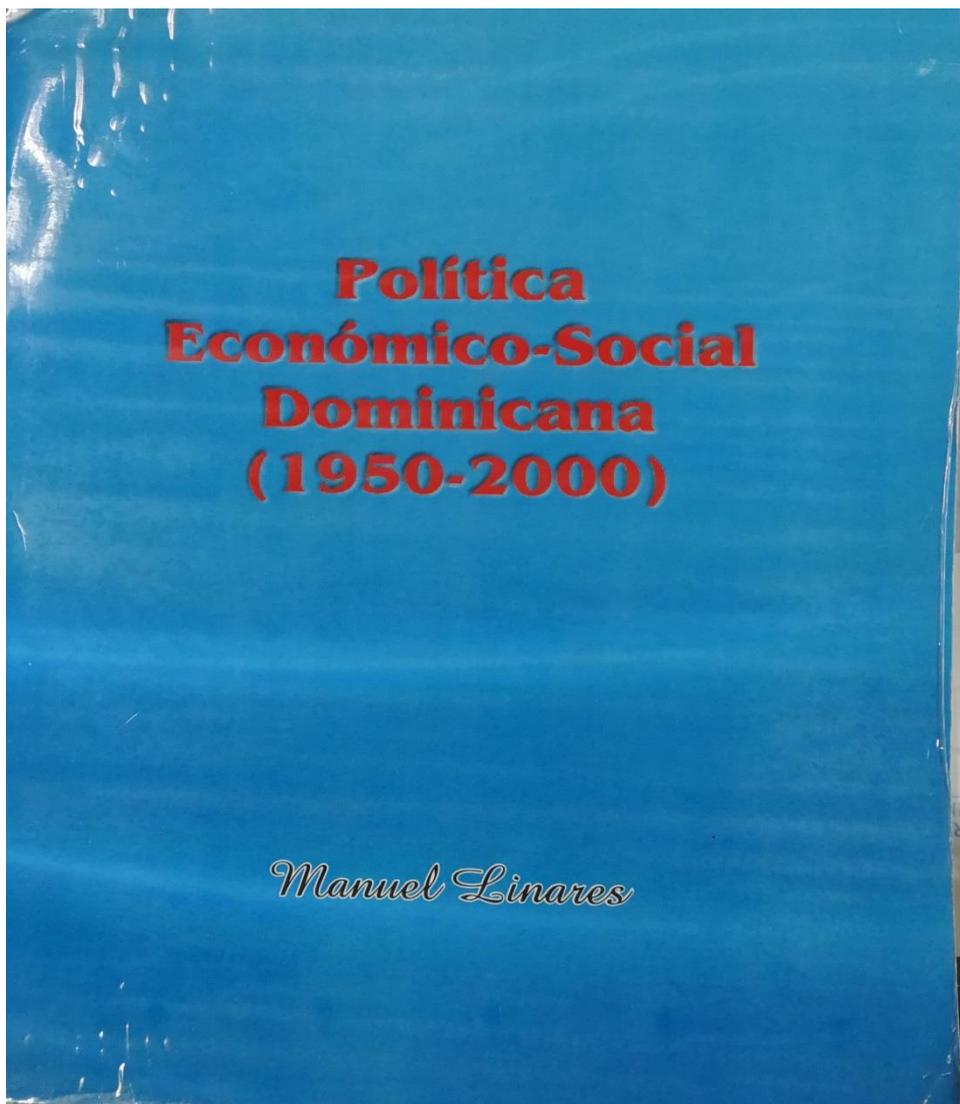
**POLÍTICA ECONÓMICO-SOCIAL DOMINICANA  
EN UN CONTEXTO DE GLOBALIZACIÓN Y CAMBIO  
INSTITUCIONAL (1950-2000)**

**Tesis doctoral presentada por  
MANUEL LINARES**

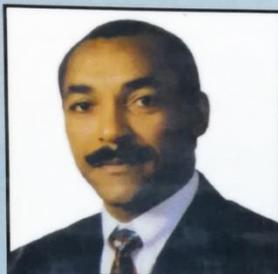
**Director de Tesis  
DOCTOR JAVIER BILBAO**

**Universidad del País Vasco, Bilbao, España,  
18 de enero de 2007**

**PORTADA DE LA PRIMERA EDICIÓN (FORMATO FÍSICO)**



## CONTRAPORTADA DE LA PRIMERA EDICIÓN (FORMATO FÍSICO)



La presente obra, *Política económico-social dominicana*, constituye la tesis doctoral del profesor Manuel Linares.

Esta Tesis fue defendida exitosamente en la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad del País Vasco, Bilbao, España, el 18 de enero de 2007, alcanzando la calificación más elevada: **Sobresaliente Cum Laude** (a unanimidad).

Es un ejemplo de aplicación creadora de la metodología científica de investigación; por lo que su proposición cardinal, referida al hecho de que "(...) la política económico-social, de los últimos 50 años, ha puesto en tensión procesos de desarrollo al interior de la formación social dominicana, mediatizados por el autoritarismo, el clientelismo, el cambio institucional y la globalización, dando lugar a progresos lentos de la sociedad con cuotas notables de desigualdades económicas y sociales, así como de un rezago respecto al resto de América Latina y el Caribe", se vio comprobada plenamente al calor de postulaciones de la teoría económica y de la evidencia empírica completamente objetiva.

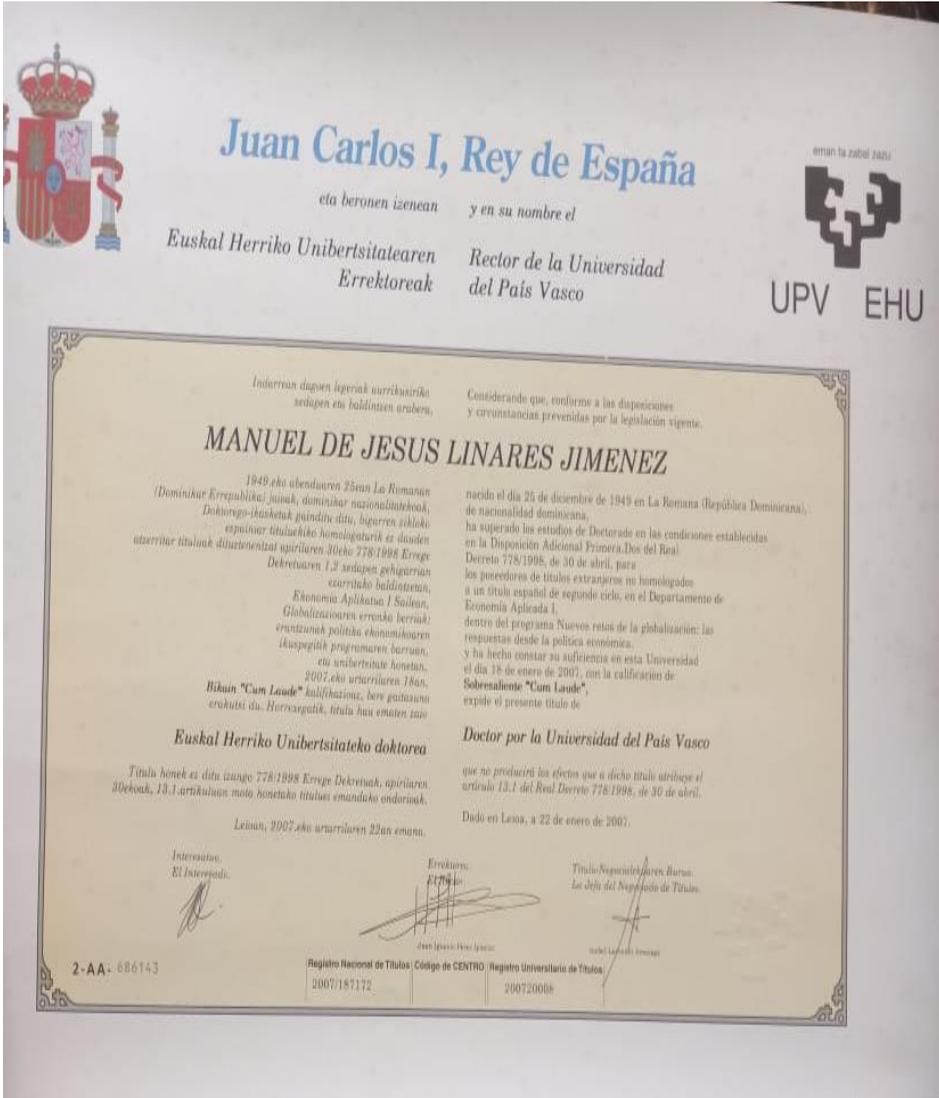
Al comprobar la hipótesis central, arriba citada, salió a flote el desarrollo del capitalismo en la República Dominicana, la modernización de algunos sectores de la economía y la ampliación de la economía dominicana, como tal; y al mismo tiempo se puso de manifiesto la dinámica de las limitaciones, de la pobreza y exclusiones que padecen los hogares ubicados en los niveles de ingresos inferiores, patentizando la falta de bienestar de los hombres y mujeres que dan lugar a la riqueza material de la nación.

Un rasgo distintivo de esta Tesis, no sólo es su fortaleza teórica evidenciada en la más de 1000 obras económicas consultadas, estudiadas y citadas a todo lo largo de la exposición de los resultados de la investigación, con alrededor de 603 notas de pie de página, sino el uso exuberante de métodos matemáticos y econométricos, acorde con este tipo de investigación en el campo de la economía aplicada.

Es un estudio extenso. No podía ser de otra manera. No es un trabajo efectuado a la ligera con fines individualistas. Cuando ocurre esto último no se puede exhibir una tesis con abundancia de obras estudiadas y presencia de la fuerza de la matemática y la econometría. En tales tesis, no se puede exhibir notas de pie de página que atestigüen cuan amplia fue la consulta realizada. Por eso este trabajo de investigación fue extremadamente agotador. Pero al autor le quedó una recompensa muy alta, concretizada en la calificación obtenida, el contacto con centenares de libros de la ciencia económica y el reconocimiento de la comunidad científica, particularmente de la uasdiana.

*Política económico-social dominicana*, se añade a una extensa lista, como el libro vigésimocuarto publicado por nuestro autor, en un empeño por la difusión de la ciencia económica en el ámbito de la República Dominicana, tras el objetivo de aclarar las ideas y hacer menos escabroso el camino de la problemática que nos abate, para entenderla, y alcanzar transformaciones ulteriores a favor de los desposeídos.

# TÍTULO DE DOCTORADO EN ECONOMÍA APLICADA DE LA UNIVERSIDAD DEL PAÍS VASCO, ESPAÑA.



## **CAPÍTULO V BALANCE, ESTIMACIONES Y PROYECCIONES**

### **5.1. Criterios básicos para realizar el balance**

Los criterios básicos que utilizaremos en esta parte de la investigación evaluativa, la fase del balance, estarán referidos a la reforma estructural de la economía (consenso de Washington) y del marco institucional, el crecimiento económico, la política fiscal, la política monetaria, la política de balanza de pagos, gasto social en educación, gasto social en salud, gasto social en vivienda, política de empleo, distribución del ingreso y la seguridad social, y además, estos criterios, se unen a los explicitados en la Introducción de esta tesis, en la parte metodológica.

La reforma estructural de la economía y el cambio en el marco institucional, propuestos a partir del afloramiento y agudización de escollos para el normal desenvolvimiento de la economía, sus resultados y utilidad consideramos deben ser ponderados a partir de la remoción de los consabidos obstáculos en los planos de la producción, la tecnología, en la oferta y demanda de bienes y servicios, así como la remoción de elementos anacrónicos en las leyes y reglas que inciden en la economía y en la sociedad toda; con la realización de estas remociones se supone que el funcionamiento de la economía se debe tornar mucho más estable; si no ocurriera así, entonces ambos flancos se desvían del curso, del carril en que deben transitar.

El crecimiento sugiere el aumento de la producción de bienes y servicios por habitante, en términos reales; es una condición necesaria para el logro del desarrollo de la sociedad, para que la población se inserte en un estadio de disfrute de una mejor vida material y espiritual; y obviamente para que reúna dichos fines, tiene que ejecutarse de conformidad con la

existencia de un medio ambiente sano; en caso contrario es insustentable y abjura de su condición necesaria para el logro del desarrollo económico. En lo referente a la política fiscal y la política monetaria, ambas forman parte de los dispositivos de que dispone el Estado dominicano para intervenir en la economía, en interés de la sociedad, del bien común, para viabilizar contextos socio-económicos de pleno empleo con estabilidad de precios. Cuando estas políticas derivan en contextos de alta inflación y alto desempleo, tasas de dos dígitos, las mismas abjuran de su cometido primigenio. La política de equilibrio de la balanza de pagos, por su parte, da cuenta del conjunto de medidas dirigidas a equilibrar sus cuentas principales; cuando persisten los desequilibrios, cuando éstos se van tornando crónicos, entonces dicha política abjura también de su propósito esencial.

Finalmente el balance de las políticas aplicadas en los distintos sectores sociales, tiene como base el punto de vista de la necesaria correspondencia relativa de aquéllas con las reformas que afectan directamente a la base económica, claro evitando el mecanicismo determinista, de modo que el esfuerzo que efectúa la población tras el aumento de la producción de bienes y servicios, sea coronado con una mejor educación, mejor salud, techo propio, disfrute del deporte y una efectiva protección social. Resultados distintos a los enunciados decreta la abjuración de sus objetivos cardinales, por parte de las políticas sociales.

En síntesis, la ponderación final de las políticas aplicadas, dependerá de su grado de eficiencia, en correspondencia a los criterios arriba explicitados, en la medida que los resultados obtenidos estén más próximos a estos criterios, más elevada es su eficacia; que cantidad de factores de confusión han podido arrojar en el curso de su aplicación, es decir, factores que velan, aumentan o disminuyen los genuinos efectos acarreados en el seno de la población; cuáles son sus efectos resultantes brutos, traducidos en el impacto total ocasionado por la aplicación de las políticas; y cuáles son sus efectos resultantes netos, entendido como el impacto total menos los efectos emanados de los factores de confusión.

## **5.2. Balance y prospectiva en el campo de la política económica dominicana**

En este acápite, abordaremos el balance de los resultados de la aplicación de la política económica dominicana, recurriendo a métodos cuantitativos, en las áreas de la reforma de primera generación y el cambio institucional, en la República Dominicana; el crecimiento económico dominicano; política fiscal dominicana; política monetaria dominicana; y balanza de pagos dominicana.

### **Balance de las reformas de primera generación y el cambio institucional en la República Dominicana**

**El Consenso de Washington.** En el decenio de los ochenta los países latinoamericanos, y con ellos, la República Dominicana, sufrieron agudos choques que hicieron retroceder el PIB; los capitales externos se alejaron y la distribución de la renta alcanzó cotas de desigualdad no vistas. Al mismo tiempo caía el Muro de Berlín y cesaba la guerra fría. Fue en esta coyuntura que *“(...) el economista John Williamson acuñó la expresión “Consenso de Washington” para describir la serie de reformas que las economías estatizadas de América Latina podrían aplicar para atraer nuevamente a los capitales privados después de la debilitante crisis de la “década perdida” de los años ochenta (...)”*<sup>1</sup> (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

El Consenso de Washington, que data de 1989, implicó 10 reformas económicas que debían ejecutar los países en desarrollo: disciplina fiscal; reordenación de las prioridades del gasto público; reforma tributaria; liberalización de las tasas de interés; tipo de cambio competitivo; liberalización del comercio; liberalización de la inversión extranjera; privatización de las empresas estatales; desregulación; y derechos de propiedad.

---

<sup>1</sup> Clift, J. (2003): “Más allá del Consenso de Washington”. Revista Finanzas y Desarrollo. Fondo Monetario Internacional (FMI). Volumen 40. Número 3, p. 9.

Aunque Williamson no la concibió como una receta, rápidamente las instituciones de la Bretton Woods, la hicieron suyas y la recetaron al mundo en desarrollo, particularmente en América Latina. ¿Cuáles fueron los resultados? Algunos la evalúan del modo siguiente: “(...) *los países deben completar las reformas de liberalización plasmadas en la versión original del Consenso de Washington. El resultado de estas reformas puede haber resultado insignificante; mas sin embargo, la mayoría de las evaluaciones serias concluyen que su impacto fue positivo, a pesar de que, en algunos casos, se puede criticar la forma de implementarlas. Por ejemplo, la liberalización del comercio se centró exclusivamente en las importaciones, sin brindar suficiente atención a mejorar el acceso al mercado de exportación y establecer un tipo de cambio competitivo para asegurar que los recursos liberados en los sectores que compiten con los importadores fluyan hacia el sector exportador. La liberalización financiera a menudo tuvo lugar sin el complemento apropiado de supervisión prudencial que exige un sistema financiero liberalizado. Con demasiada frecuencia, las empresas privatizadas no se vendían en un mercado competitivo, ni estaban apropiadamente reguladas (...)*”<sup>2</sup> (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros). De esta evaluación de Williamson, solo se desprende una conclusión: fracasaron las reformas de primera generación (reformas comercial, financiera, tributaria, de la cuenta de capital y privatización de las empresas estatales). Sus puntos luminosos han traído una gran oscuridad: la liberalización del comercio exterior, tal como lo admite Williamson, ha permitido que las importaciones aumenten sin freno alguno y la liberalización de los mercados financieros, han alentado al capital financiero de corto plazo para que aproveche mejores tasas de interés en nuestras naciones, provocando a menudo crisis financieras.

Pero, continuemos el balance. “*El entusiasmo inicial con las llamadas reformas de primera generación no fue acompañado por resultados acordes con las expectativas generadas (...)*”, “*no se alcanzaron las tasas de expansión observadas en los años de posguerra (...)*”, “*a partir*

---

<sup>2</sup> Williamson, J. (2003): “No hay consenso. Reseña sobre el Consenso de Washington y sugerencias sobre los pasos a dar”. Revista Finanzas y Desarrollo. Fondo Monetario Internacional. Volumen 40. Número 3, p. 12.

*de la segunda mitad de los años noventa, la región experimentó nuevamente crisis financieras que echaron para atrás buena parte de los logros alcanzados (...)*, *“los magros resultados obtenidos en estos 20 años han generado un cuestionamiento sobre el curso emprendido (...)*”, *“la insatisfacción con el desempeño económico se ha reflejado en un desencanto con las reformas económicas e incluso con los resultados de la democracia (...)*”, y *“repetidas crisis financieras, períodos de volatilidad en los mercados financieros han generado un sustancial retroceso tanto para los indicadores de bienestar y pobreza, como para las perspectivas futuras de la región (...)*”; todas estas expresiones son parte de la evaluación que del Consenso de Washington, efectúa Guillermo Ortiz, gobernador del Banco Central de México.<sup>3</sup> (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

Stiglitz, por su parte, asevera: *“El experimento denominado reforma está fracasando en América Latina. Después de un breve repunte a principios del decenio de 1990, el crecimiento se ha hecho más lento (...) Muchos de los países de la región sufren recesiones, depresiones y crisis, algunas de las cuales han alcanzado niveles sin precedentes, que recuerdan a los de la Gran Depresión (...) Una estrategia de reforma que prometió crear una prosperidad sin precedentes ha fracasado de una manera casi sin precedentes (...)*”<sup>4</sup> (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

Ahora, miren lo que dice el Banco Mundial: *“Aunque la apertura al comercio puede ser un importante estímulo para el crecimiento, por sí sola la liberalización comercial no es suficiente para generar aumentos de los ingresos ampliamente distribuidos (...)*”<sup>5</sup> (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros). Aunque claro, compartimos el punto de vista de Dani Rodrik<sup>6</sup>, en el sentido de que la reforma y liberalización de

---

<sup>3</sup> Ortiz, G. (2003): “América Latina y el Consenso de Washington”. Revista Finanzas y Desarrollo. Fondo Monetario Internacional. Volumen 40. Número 3, pp. 14-15.

<sup>4</sup> Stiglitz, J. (2003): “El rumbo de las reformas. Hacia una nueva agenda para América Latina”. Revista de la CEPAL, Santiago de Chile, No. 80, p. 8.

<sup>5</sup> Banco Mundial (2002): Informe anual (2002). Volumen 1. Washington, p. 62.

<sup>6</sup> Rodrik, D. (2002): “Trade policy reform as institutional reform”. *Development, trade and the WTO*. Banco Mundial. Edited by Hoekman, Mattoo and English. Washington.

la política comercial, contribuye con el desarrollo económico y contribuye a edificar instituciones públicas de alta calidad. De todos modos, fracasaron las reformas económicas de primera generación. Esperamos que las reformas de segunda generación, que irán tras el fortalecimiento institucional, no corran la misma suerte.

*“(...) Las reformas macroeconómicas no han logrado insertar a América Latina en una senda de desarrollo ni tampoco cerrar la brecha de ingresos con respecto a Estados Unidos, su socio comercial más importante. En 1980, el PIB promedio per cápita de la región era equivalente al 29.1 por ciento del correspondiente a Estados Unidos. Diez años después, en 1998, la brecha se había ampliado; en proporción, era todavía más baja (21.2 por ciento). Dada la reducción del PIB medio per cápita latinoamericano en los últimos seis años, es normal que la brecha sea todavía mayor: el PIB real latinoamericano es equivalente apenas a un 19 por ciento del respectivo en Estados Unidos”.<sup>7</sup> (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros). Huelga cualquier comentario adicional.*

Por otra parte, el impacto de las reformas económicas de primera generación, en la reducción de la pobreza, no ha sido muy halagador (véase el cuadro 150).

**Cuadro 150**  
**República Dominicana y otros países de América Latina: elasticidad de la pobreza en el decenio de los noventa**

<b>República Dominicana</b>	<b>-1.797</b>
Argentina	-0.421
Brasil	-7.439
Chile	-0.740
Costa Rica	-0.840
Honduras	-6.213

<sup>7</sup>Moreno, C.; Pérez, E. y Ruiz, P. (2004): “El Consenso de Washington: aciertos, yerros y omisiones”. Revista Perfiles Latinoamericanos, de la Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales, Sede México. INTERNET: [redalyc.uaemex.mx/redalyc/pdf](http://redalyc.uaemex.mx/redalyc/pdf); consultado el 12 de junio de 2007, p. 6.

## Tesis Doctoral (Cuarto Volumen)

Panamá	-1.677
Perú	-0.682
Uruguay	-0.194

**Fuente: Morley (2002:35), tomado de Woodon et. al. (2001).**

Samuel A. Morley (2002), en su estudio *“Distribución del ingreso y reducción de la pobreza en América Latina después de una década de globalización”*, al analizar e interpretar a Quentin Wodon (2001), en su estudio *“Poverty in Latin America: Trends (1986-1998) and determinants”*, aporta evidencias empíricas sobre el impacto de las reformas económicas sobre la pobreza en el subcontinente latinoamericano. *“El trabajo de Morley es central para entender el origen de la desigualdad en América Latina. Para el autor, la excesiva desigualdad en la distribución de los recursos escasos (capital y mano de obra capacitada) explica la persistente inequidad en la región... Otro aspecto importante que discute Morley en su trabajo es hasta qué punto las reformas económicas aplicadas en la región durante los 90s tuvieron impacto negativo o positivo en la distribución del ingreso. Las evidencias empíricas no conducen a una conclusión definitiva en torno a la relación mencionada y más bien se plantea de cómo este impacta a su vez la distribución del ingreso”*.<sup>8</sup> (Comillas y cursiva son nuestras). En efecto, durante el decenio de los noventa, la reducción de la desigualdad en la distribución del ingreso, prácticamente fue imperceptible. Hasta los mismos partidarios de la globalización admiten un agravamiento de la desigualdad distributiva en el mundo: *“(...) la desigualdad entre países obviamente ha aumentado en las últimas décadas, que el economista de Harvard, Lant Pritchett, ha descrito como “auge de la divergencia”. Los ingresos promedio de las naciones avanzadas han seguido incrementándose, mientras que en el otro extremo de la distribución, particularmente en muchos países de África subsahariana, se han estancado o han disminuido”*.<sup>9</sup> (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

---

<sup>8</sup> Lizardo, J. (2002), p. 8.

<sup>9</sup> Loungani, P. (2003): “Desigualdad. Se ve, pero no se ve”. Revista Finanzas y Desarrollo. Fondo Monetario Internacional. Volumen 40. Número 3, p. 22.

Sin embargo, otras investigaciones apuran conclusiones relativamente diferentes a las arriba externadas. Verbigracia, Andrea C. Bandeira y Fernando García, en *“Reformas y crecimiento en América Latina”*<sup>10</sup>, donde exponen los resultados de estudio econométrico para medir el impacto de las reformas económicas en América Latina, para unos 17 países, arguyen que el impacto general de las reformas en el producto per cápita fue positivo y considerando la productividad total y parcial de los factores, el canal principal fue el efecto positivo en la productividad del factor capital físico. Empero, un *“(…) corolario de la investigación presentada en el presente artículo –dicen nuestros autores- tiene que ver con los efectos de las reformas en la distribución del ingreso (…), el impacto de las políticas en la productividad del capital debe de haber aumentado relativamente más que la de los demás factores. La evolución relativa de las productividades y, por lo tanto, de las remuneraciones, causada por las reformas, puede haber favorecido en cierta medida la concentración de ingresos (…),”*<sup>11</sup> (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros). Lo que desean decir estos distinguidos investigadores es que las reformas impulsaron el crecimiento económico, pero éste tuvo un carácter concentrado en términos distributivos, a favor del capital, y en desmedro del trabajo. Con otras palabras estamos diciendo lo mismo: fracasaron las reformas de primera generación.

**El Consenso de Washington en el ámbito dominicano.** Las autoridades dominicanas, se sintieron muy optimistas por el hecho de que en el decenio de los noventa, la economía dominicana estuvo activamente envuelta en reformas estructurales, propias del Consenso de Washington. En efecto, las tasas de inflación de dos dígitos desaparecieron, mejoró el ahorro fiscal con la privatización de las empresas estatales, cesó la expansión monetaria para financiar los déficit del sector público consolidado, en el comercio exterior irrumpió con gran ímpetu las exportaciones de zonas francas y las reservas monetarias internacionales en el Banco Central de la República Dominicana, se vieron fortificadas.

---

<sup>10</sup> Bandeira, A. y García, F. (2002): “Reformas y crecimiento en América Latina”. Revista de la CEPAL, No. 77, pp. 83-100.

<sup>11</sup> *Ibíd.*, p. 98.

Sin embargo, desequilibrios crónicos se ampliaron y surgieron nuevos. El déficit de la balanza de bienes y el déficit en la balanza de renta de la inversión, se han tornado recurrentes, crónicos; la inversión en capital humano es débil, por lo que contextos de equidad y competitividad sistémica, se alejan; el desarrollo de la actividad productiva se llevó a cabo, sin tomar en cuenta la preservación del medio ambiente, siendo víctimas de lesiones irreparables en algunos de sus componentes. Pero también el crecimiento asombroso del PIB, delató una deficiencia preocupante, puesto que un bajo porcentaje de éste obedeció a una aproximación del PIB efectivo al PIB estimado, poniendo en claro el fenómeno de la subutilización y del déficit de producción.

Este balance se verificó en otros países latinoamericanos, muy particularmente en lo referente a la remuneración de los factores de producción; fue el caso de la economía mexicana: *“Existe la preocupación, no del todo resuelta, de que los cambios en la estrategia de crecimiento han afectado en mayor medida al sector laboral y que, en contra de lo que se esperaba, no ha habido una convergencia salarial entre países, ni en la remuneración a los factores en su interior. El crecimiento de las exportaciones mexicanas suponía un uso más intenso del factor abundante, es decir, de la mano de obra menos calificada. A medida que aumentaran las exportaciones se demandaría más este recurso y sus salarios se elevarían. Al aumentar la productividad por trabajador, con el traslado a las actividades con ventajas comparativas y las mejoras en educación, se debería elevar su remuneración. Y las retribuciones al capital se verían atemperadas. Pero esto no ocurrió. Las explicaciones son diversas y existen más dudas y cuestionamientos que certezas”*.<sup>12</sup> (Comillas y cursiva son nuestras).

Las reformas de primera generación, particularmente la promulgación de una nueva ley de inversión extranjera, coadyuvaron a alentar la afluencia de capitales frescos hacia la economía dominicana, poniéndole término a la restricción externa que prevaleció en todo el decenio de los ochenta.

---

<sup>12</sup> Puyana, A. y Romero, J. (2005): “Reforma estructural, contención de los salarios y ganancias del capital: la experiencia mexicana”. Revista de Economía Institucional, Vol. 7, No. 12, Colombia, p. 64.

Ello, amparado en un marco de cierta estabilidad macroeconómica y de aumento de la rentabilidad de la actividad productiva. “(...) *Sin embargo, la reanudación del acceso al capital externo también planteó desafíos respecto a la estabilidad y sustentabilidad de los equilibrios macroeconómicos y puso en peligro las posibilidades de alcanzar un desarrollo más sólido. En efecto, la afluencia de capitales tuvo un efecto adverso sobre la evolución de los tipos de cambio reales, contribuyó al auge del crédito interno, y condujo a la acumulación de pasivos externos...de este modo, hizo a la economía más vulnerable ante los shocks externos adversos (...)*”<sup>13</sup> (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

A todo lo antes dicho, se añade un alto componente ideológico en las reformas, que se concretizan en el credo neoliberal: fe extrema en el sector privado, desconfianza al sector público, las señales que emite el mercado transitan de forma expedita, la intervención estatal genera desequilibrios y otras expresiones cargadas de ideologías. Que las reformas se hayan fundamentado en el enfoque neoliberal de manera dogmática y esquemática, constituye probablemente el defecto estructural de la reforma de la economía dominicana. Es por esta razón, que muchas de las reformas se hicieron de forma precipitada y abrupta, verbigracia la reforma arancelaria que se comenzó a aplicar antes de que el Congreso Nacional la aprobara.

Las reformas de primera generación deben ser reformadas. Parece ser que se requiere un proceso de reformas de segunda generación, proponiendo el mejoramiento del funcionamiento de los mercados, fortaleciendo la importancia de los horizontes de más largo plazo y de los factores de producción; exigiendo un sector privado dinámico y moderno y un Estado eficiente; procurando factores de producción, en los cuales la heterogeneidad sea mínima; y concibiendo las reformas como un medio

---

<sup>13</sup> Ffrench-Davis, R. y Reisen, H. (1997): *Flujos de capital e inversión productiva. Lecciones para América Latina*. McGraw-Hill, CEPAL-OCDE, Impreso en Chile.

para el progreso, abandonando el camino del fetichismo creado a su alrededor.<sup>14</sup> En este camino la reforma institucional es fundamental.

**Reforma institucional.** En el caso del marco institucional dominicano, al sacar el resultado neto de su reforma y desarrollo, tenemos que convenir por la fuerza de los hechos de que ha habido un déficit, es decir, las exigencias del proceso de modernización de la sociedad y de la economía, no han sido colmadas por el surgimiento y consolidación de instituciones adecuadas al proceso transformativo. Este déficit se puede apreciar claramente tanto en el plano de las instituciones políticas como en el plano económico.

En el período trujillista (1930-1961) la constitución sufrió siete (7) modificaciones de consideración, con el objeto de consolidar la tiranía y al mismo tiempo mostrar ante la opinión pública internacional un rostro democrático y liberal.<sup>15</sup>

En el período postrujillista, 1962-2000, se destacan tres constituciones principales: la del año 1962 en ocasión del primer gobierno democrático que dirigió el profesor Juan Bosch. En esta constitución se explicitaron los derechos fundamentales del pueblo dominicano y el gobierno central realizó loables esfuerzos para que esta constitución no fuera “un pedazo de papel”.

Desafortunadamente, los grupos oligárquicos desplazados del poder político, mediante un golpe de estado hicieron sucumbir esta constitución democrática.

La segunda, correspondió al primer gobierno del Doctor Joaquín Balaguer, el gobierno de los 12 años, 1966-1978, la cual si bien contempló prácticamente la inmensa mayoría de los derechos fundamentales del ser humano, el gobierno central sistemáticamente la

---

<sup>14</sup> Véase a Ffrench-Davis, R. (1999), en su obra *Macroeconomía, comercio y finanzas para reformar las reformas en América Latina*, McGraw-Hill, CEPAL, Impreso en Chile, pp. 1-14.

<sup>15</sup> Véase a Vega, W. (2004): *Historia del derecho dominicano*, pp. 380-397.

irrespetó mediante una recia práctica centralista y autoritaria; fue la época en que el primer mandatario de la nación, popularizó la frase: “la constitución es un pedazo de papel”.

La tercera advino, en el año 1994, como resultado de una amplia presión interna y externa, a consecuencia del fraude electoral cometido por el neotrujillismo en dicho año. Esta constitución prohibió la reelección presidencial inmediata, separó las elecciones presidenciales de las parlamentarias y municipales, estableció como requisito mínimo un 50% más uno para ganar las elecciones, estableció colegios electorales cerrados y creó el Consejo Nacional de la Magistratura, a fin de que ésta nombrara los miembros de la Suprema Corte de Justicia.

Con todo, las reformas constitucionales que se han efectuado en la República Dominicana, arrastran vicios que la tornan deficitarias. *“Por lo general, las reformas se realizan para resolver crisis y conflictos momentáneos, por lo que son meras medidas de contención del descontento popular o para alimentar ambiciones desmedidas de políticos.*

*“De esta forma, los intereses partidistas hacen que las reformas institucionales que requiere el país para responder a los nuevos escenarios internacionales se conviertan en contrarreformas empujadas por la corrupción, tráfico de influencias y ausencia de un proyecto nacional que trascienda lo inmediato”.<sup>16</sup>* (Comillas y cursiva son nuestras).

Otro elemento institucional dominicano, de suma importancia, es la omnipotencia presidencial. Las leyes y las costumbres dominicanas, le asignan al Presidente de la República, tanto poderes que pretenden acercarlo a Dios. En el nivel de la administración pública, no se mueve una hoja de papel sin la anuencia, sin la bendición del Presidente de la República. Sus poderes son extravagantes, van desde el nombramiento de

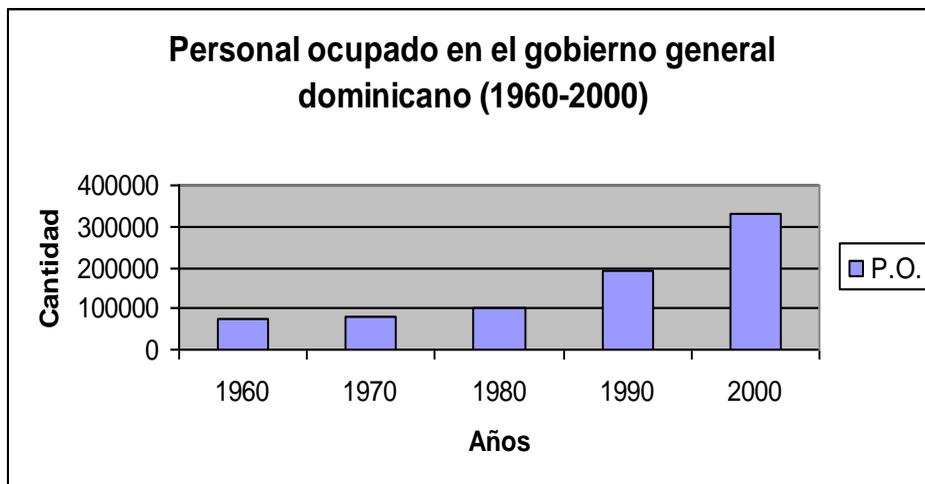
---

<sup>16</sup> PNUD (2005): *Informe nacional de desarrollo humano. República Dominicana 2005*. Santo Domingo, R.D., p. 219.

un simple empleado en la escala inferior de la administración pública hasta el uso discrecional de los excedentes presupuestarios del gobierno central e incluso tiene el poder de vetar las leyes aprobadas por el poder congresual. En esta materia, desde Trujillo, a la fecha poco se ha avanzado.

La administración pública, luce desfasada, no está acorde con los nuevos tiempos. Impera el centralismo, por parte del Presidente de la República, los empleados son seleccionados en función de la militancia partidaria. La virtud de la eficiencia brilla allí por su ausencia; el cumplimiento de las funciones estatales se lleva a cabo, sobre la base de ampliar el número de empleados, por lo que dicha organización exhibe una nómina supernumeraria, que va en crecimiento acelerado, haciéndola cada vez más pesada (véase el gráfico 51). Aunque existe una ley de carrera administrativa y servicio civil, su ejecución práctica es limitada y politizada.

**Gráfico 51**



**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana.

**Nota:** P.O., personal ocupado.

La rendición de cuenta no existe. Muchos funcionarios entran pobres a la administración pública y salen ricos. La Cámara de Cuentas debiera velar

por ello, pero lo hace de una manera muy tímida. La administración pública de hoy, respecto a la prevaleciente en el trujillismo, es mucho más corrupta y mucho más ineficiente. Ha habido pues una regresión.

Los poderes legislativo y judicial, en el período bajo estudio, estuvieron casi siempre bajo la férula del poder ejecutivo, operando tímidamente la separación de poderes. En la segunda mitad del decenio de los noventa, el poder judicial ha dado síntomas de transformación.

En el plano económico, hemos tenido un desarrollo institucional lento. En efecto, el Código Civil, aprobado en la época de Trujillo, recoge las principales leyes que gobiernan la operatividad legal de la República Dominicana, y particularmente aquellas leyes que regulan el derecho de propiedad (“De los bienes y de las diferentes modificaciones de la propiedad” –Libro Segundo-; “De los diferentes modos de adquirir la propiedad” –Libro Tercero-; etc.).<sup>17</sup> El 17 de abril de 1984, se produce el Decreto Núm. 2214, mediante el cual fue sancionado el Código de Procedimiento Civil de la República Dominicana.<sup>18</sup> El decenio de los noventa fue colmado por la emergencia de nuevas leyes y reformas a las existentes, incluyendo la Constitución, que configuraron un ambiente legal un poco más dinámico.

Justamente fue ese marco legal e institucional que en gran medida contribuyó a la derrota de la reforma de primera generación en la República Dominicana.

El dilatado proceso de reforma estructural experimentado por la economía dominicana, en la última mitad del siglo XX, particularmente en el

---

<sup>17</sup> Acosta, J. P. y Potentini, V. (2005): *Código Civil de la República Dominicana*. Editora Dalis, Moca, R.D., pp. 3-483.

<sup>18</sup> *Código de Procedimiento Civil (2004)*, editado por Editorial Filantrópica. Santo Domingo, R.D.

decenio de los noventa, encontró serios obstáculos que han impedido su materialización cabal.<sup>19</sup>

El primero es el Estado dominicano mismo. Este estado nunca ha podido operar bajo la separación de los tres grandes poderes que lo constituyen: el poder ejecutivo, el poder judicial y el poder legislativo, al amparo de los preceptos lockianos del Estado liberal.<sup>20</sup> El primero subyuga a los demás, en base al presidencialismo, la concentración y el centralismo, conformando una burocracia estatal con baja productividad, un sistema de evaluación e información al ciudadano sumamente precario, y una justicia y una legislación con tendencias obsoletas; por lo que es preciso remover esta barrera sobre la base de ir introduciendo reformas al Estado dominicano, que conduzcan hacia una efectiva descentralización estatal, la eficientización de la burocracia gubernamental, que mejoren los sistemas de información y evaluación, excluyan las legislaciones desfasadas y que amplíe y consolide un nuevo poder judicial, independiente y transparente. Reformas estas, que de hecho, después de la crisis electoral de 1994 ya se han iniciado con relativos éxitos.

El segundo es la base legal y jurídica de la gestación y aplicación del presupuesto público, la cual data del decenio de los sesenta, concebida a partir de un Estado autónomo predador. Detrás de esta ley se encuentra la figura omnímoda del Presidente de la República, quien puede utilizar a discreción porcentajes significativos de los ingresos efectivamente obtenidos por encima de los previamente programados, desinstitucionalizando el presupuesto gubernamental y concentrando su

---

<sup>19</sup> Véase la obra *El programa* (pp. 653-751), de la autoría de Dauhajre, A. (1996), en el cual son identificadas claramente las barreras institucionales obstaculizadoras de la reforma estructural de la economía dominicana.

<sup>20</sup> Véase la obra *Dos ensayos sobre el gobierno civil*, de la autoría de John Locke, en el cual éste pondera, entre otras cosas, los tres poderes antes citados, dándole una preponderancia al poder legislativo; argüía que el poder ejecutivo como encargado sin interrupción y de manera constante de la ejecución de las leyes vigentes en la comunidad, debía estar subordinado al legislativo, puesto que siendo la divisa principal de la sociedad civil la salvaguarda de la propiedad privada, no es sino a este último poder que le corresponde su regulación. Lamentablemente, la democracia representativa dominicana, opera a la inversa a este precepto lockiano.

aplicación en la esfera presidencial. Urge que se emprenda una auténtica reforma presupuestaria, con el objeto de extirpar el discrecionalismo que le otorga al Poder Ejecutivo y que a su vez permita que la Cámara de Cuentas tenga la suficiente autonomía para auditar con responsabilidad las actuaciones de las agencias gubernamentales que atañan a la ejecución presupuestaria.

El tercero se refiere a la exportación. Las exportaciones nacionales están estancadas y sin lugar a dudas restricciones institucionales negativas, desempeñan un papel clave en dicha situación. Así tenemos que los productores dominicanos que deseaban exportar sus bienes o servicios, no lo podían hacer libremente, pues tenían que obtener previamente una licencia de exportación que era expedida por el Centro Dominicano de Promoción de Exportación (CEDOPEX), el retiro de materias primas utilizadas para la elaboración de productos finales de exportación, vía las aduanas existentes en el país, se veía obstruido precisamente por todo un conjunto de barreras no arancelarias que afectan a las importaciones (prohibiciones, cuotas de importación, permisos y certificados de no objeción), pero particularmente por la demora que impone la burocracia aduanal para el retiro de dichas mercancías. Justo es reconocer que desde la postrimería del decenio de los noventa, muchas de las trabas a las exportaciones se han ido removiendo y se han remozado algunas de las agencias públicas relacionadas con el proceso exportador.

El cuarto se refiere al renglón financiero. En efecto, el mercado financiero dominicano se encuentra bajo la regulación de varias entidades, como el Banco Central, la Junta Monetaria y la Superintendencia General de Bancos. El Banco Central de la República Dominicana, durante el período 1947-1980, en lo que concierne a la asimilación de profesionales del área, actuaba con mucha rigurosidad, lo que aseguraba un buen nivel analítico en el enjuiciamiento y conducción monetaria de la nación y cumplía con sus atribuciones de banco del Estado, banco de bancos, y regulador de los agregados monetarios; de este modo en el período citado, el mercado financiero no se vio conmovido por crisis profundas. Mas, en el período 1980-2000 las cosas marcharon de manera distinta. El Banco Central se fue politizando en extremo y partidizando, por lo que el

proceso de selección del personal técnico experimentó ciertas laceraciones. Por otra parte, se manifestó una abierta liberalización de los mercados financieros a escala mundial, que tuvo su réplica en la República Dominicana, de una forma distorsionada pues la Superintendencia General de Bancos, en lo que respecta al cumplimiento de la reglamentación bancaria fue muy flexible, lo que repolló en crisis graves del mercado, que dio al traste con el cierre de múltiples instituciones financieras y bancarias, llegando a sacrificar el PIB en porcentajes verdaderamente asombrosos, sobre todo en la crisis de marzo de 2003. Es clave entonces, que el nuevo código monetario-financiero, particularmente en lo que concierne a la autonomía plena del Banco Central, tenga vigencia.

¿Qué ha sucedido con las instituciones que más adelante citamos? ¿Cómo contribuyeron a viabilizar las reformas de primera generación en la República Dominicana? Las instituciones referidas son las siguientes: 1) derechos de propiedad; 2) instituciones regulatorias; 3) instituciones para la estabilización macroeconómica; 4) instituciones que ofrecen seguro social; 5) instituciones para la gestión y resolución de conflictos.

La existencia de las cinco instituciones enunciadas, en la República Dominicana, ha sido precaria, convirtiéndose dicha precariedad en barreras institucionales a la reforma estructural.

La primera institución, (derechos de propiedad), en la época de Trujillo, su existencia fue precaria, el dictador no tenía límites en el proceso de acumulación de capitales: invadía propiedades ajenas, las confiscaba, obligaba a sus legítimos propietarios a vender sus propiedades, reducía el radio de acción de sus competidores, no existía Estado de derecho, el poder judicial obedecía absolutamente a los designios de Trujillo. En el período postrujillista, la situación cambia tenuemente, no es sino en el 1994 cuando se sientan las bases para producir una transformación profunda en dicha institución, desde entonces se nota un progreso al respecto.

La segunda institución (instituciones regulatorias), durante muchos años, ha existido en formas variadas: código laboral, código penal, etc., con poca aplicabilidad sobre todo cuando se trata de refrenar el capital; en la medida que la economía se globalizaba esta institución se fue quedando atrás, aunque en el decenio de los noventa fue sometida a enmiendas.

La tercera institución (instituciones para la estabilidad macroeconómica), se expresa principalmente en las leyes monetarias que hoy se cobijan en el código monetario-financiero. Durante muchos años esta institución dio muestra de un inmovilismo muy notorio, no es sino en el 2001 cuando surge el nuevo código. Su falla estructural esencial era que no estipulaba la independencia del Banco Central del Poder Ejecutivo, entonces el mismo no podía ejercer la debida autoridad sobre los agregados monetarios, obrando de modo deficiente en la prevención de la crisis. En el apogeo de su globalización, la economía dominicana ha sido sacudida por varias crisis macroeconómicas, a causa de una deficiente labor de control y supervisión de las organizaciones propias de la institución en discusión.

La cuarta institución (instituciones que ofrecen seguridad social), nació en el régimen trujillista, con muchísimas limitaciones, en el período postrujillista casi desaparece y es en el 2001 cuando se aprueba la ley de seguridad social. El Estado de bienestar nunca ha existido en la República Dominicana. La protección social de las personas que entran en la categoría de dependientes, la llevan a cabo los familiares.

La quinta institución (instituciones para la gestión y resolución de conflictos), nunca ha existido en la República Dominicana, por lo que la más simple de las solicitudes que formule una comunidad, hay que dirigirla al Presidente de la República, para que pueda ser atendida, no sin antes haber realizado huelgas y otros actos de confrontación abierta.

La dificultad existencial de las cinco (5) instituciones analizadas, condujeron a un problema adicional, referido al clima de inversión imperante en la República Dominicana. Existen adecuados climas de inversión y climas de inversión inapropiados. *“Un clima de inversión*

*adecuado brinda oportunidades e incentivos para que las empresas – desde las microempresas hasta las multinacionales- inviertan de manera productiva, creen empleos y expandan sus operaciones. En consecuencia, cumple una función vital en el crecimiento y en la reducción de la pobreza (...)*<sup>21</sup> (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros). (Véase el cuadro 151). En cambio, uno inadecuado mutila oportunidades a las empresas, desincentiva la inversión productiva, por tanto contribuye a reducir las posibilidades de generar puestos de trabajos y finalmente hunde en la pobreza a humildes ciudadanos.

**Cuadro 151**  
**Indicadores del clima de inversión en la República Dominicana y en el mundo:**  
**encuestas de opinión experta y otras encuestas (Enero 2004)**

<b>Indicador</b>	<b>República Dominicana</b>	<b>América Latina</b>	<b>Mundo</b>
Iniciación de un negocio			
- Días	78	73.5	50.8
Procedimientos	10	12.0	9.9
Ejecución de un contrato			
-Días	580	471.7	388.3
Procedimientos	29	35.1	31.2
Registro de propiedad			
Días	107	56.8	81.4
Procedimientos	7	6.9	6.2
Índice intensidad competencia local	4.5	4.4	4.7
Índice de transparencia pública	3.4	3.1	3.9

**Fuente: Banco Mundial (2005: 246-49).**

Los dominicanos hemos tenido muchos escollos para crear un apropiado clima de inversión, que garantice tasas de rentabilidad atractivas al capital, el derecho de propiedad y la transparencia de las políticas públicas. En el estudio realizado por el Banco Mundial, para edificar los indicadores del clima de inversión, la República Dominicana estuvo por debajo de los promedios mundial y latinoamericano. Verbigracia, la República Dominicana, para ejecutar un contrato la cantidad de días

<sup>21</sup> PNUD (2005): *Un mejor clima de inversión para todos. Informe sobre el desarrollo mundial 2005*. Alfaomega, Colombia, p. 1.

usados fue 49.4% superior al promedio mundial; para el registro de propiedad fue superior en 88.4% respecto al promedio latinoamericano. Estas diferencias se agigantan si la comparación se hace en relación a los países de altos ingresos.<sup>22</sup>

**Elementos cuantitativos de la competitividad estructural.** 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.

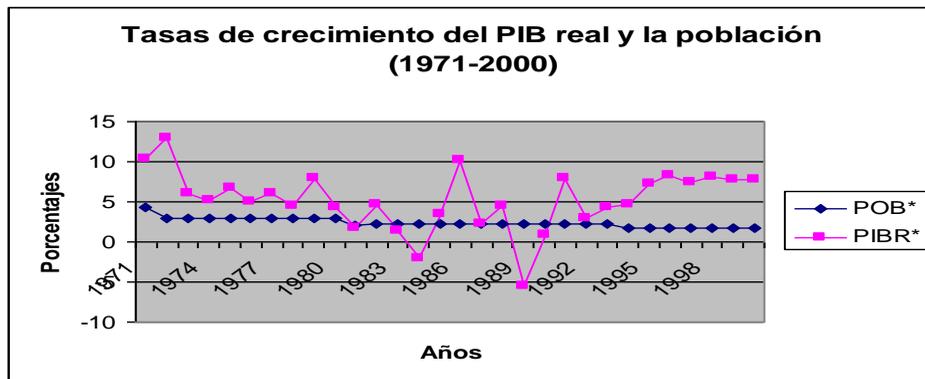
En la República Dominicana, el producto por habitante ha ido creciendo de manera significativa, multiplicándose por 1.17 del año 1970 al 2000; magnitud esta parecida a las alcanzadas, en el renglón discutido, por la Unión Europea y la nación estadounidense (se multiplicó por 1.71 y 1.56, respectivamente), 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, como se puede observar en el gráfico que exponemos a continuación:

---

<sup>22</sup> Véase la citada obra del PNUD, p. 249.

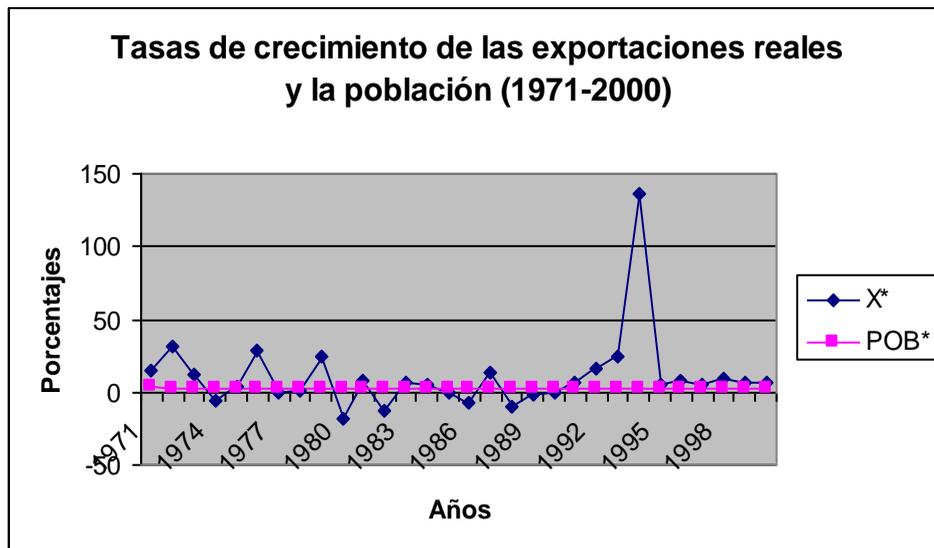
Gráfico 52



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

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, como se puede advertir en el gráfico 53.

Gráfico 53



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

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 dicha proporción llegará a más de 14% en los próximos 25 años (...)”<sup>23</sup> (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

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 (PH<sub>-1</sub>); 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 (XH<sub>-1</sub>); 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

---

<sup>23</sup> CEPAL (1999): “En nuevo perfil demográfico de América Latina y el Caribe”. Notas de la CEPAL. Septiembre 1999, No. 6. INTERNET: consultado el 11 de junio de 2007.

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 ( $XH_1$ ); 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”*.<sup>24</sup> (Comillas y cursiva son nuestros).

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 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).

#### Cuadro 152

##### Población y variables macroeconómicas (producto, exportación y gasto público en educación reales) (1970-2000)

Años	Población	PIBR	XBSR	GPRE
1970	4,009.5	1,485.50	266.7	42.00088
1971	4,181.6	1,647.00	307.1	43.38711
1972	4,304.9	1,818.20	403.2	42.45026

<sup>24</sup> 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](http://www.usc.es/~economet/ocde1.PDF), consultado el 9 de junio de 2007.

## Linares

Años	Población	PIBR	XBSR	GPPE
1973	4,431.7	2,052.70	452.2	50.86225
1974	4,562.3	2,175.90	426.9	46.85433
1975	4,696.8	2,288.90	440.9	42.09968
1976	4,835.2	2,442.90	565.7	45.68653
1977	4,977.7	2,564.60	560.7	43.27354
1978	5,124.4	2,619.50	563.3	51.34539
1979	5,275.4	2,738.20	701.7	66.47809
1980	5,431.0	2,956.40	575.0	60.55957
1981	5,545.7	3,082.90	623.1	65.60380
1982	5,673.8	3,135.30	544.6	63.29458
1983	5,804.8	3,280.40	578.9	63.11335
1984	5,938.8	3,321.50	608.3	56.63796
1985	6,076.0	3,251.00	608.5	49.71182
1986	6,216.3	3,365.50	567.0	53.47111
1987	6,359.8	3,706.00	641.1	53.19902
1988	6,506.7	3,785.90	577.3	56.73577
1989	6,656.9	3,952.50	567.5	53.59132
1990	6,810.6	3,736.90	562.4	43.84148
1991	6,967.9	3,772.20	599.7	36.66552
1992	7,128.8	4,073.10	695.9	54.27207
1993	7,293.4	4,193.60	861.9	69.11175
1994	7,424.6	4,375.00	2,039.7	82.87798
1995	7,558.1	4,579.30	2,139.6	85.20004
1996	7,694.0	4,907.40	2,298.4	94.65183
1997	7,832.4	5,307.60	2,408.4	118.0180
1998	7,973.3	5,702.00	2,625.2	143.3440
1999	8,116.7	6,166.70	2,804.1	166.9778
2000	8,262.7	6,644.90	2,989.3	175.0933

Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

Primer modelo:

$$PH = f(EH, PH_{-1})$$

$$PH = \alpha(EH)^\beta(PH_{-1})^\gamma$$

PH= PIB real por habitante;

EH= gasto público real por habitante;

$PH_{-1}$  = PIB real por habitante rezagado.

$\alpha$  = constante;

$\beta$  = coeficiente de elasticidad parcial del PIB real por habitante, con respecto al gasto público real por habitante;

$\gamma$  = coeficiente de elasticidad parcial del PIB real por habitante, con respecto al PIB real por habitante rezagado.

Linealizando, aplicando logaritmo, tendremos:

$$\ln PH = \ln \alpha + \beta \ln EH + \gamma \ln PH_{-1}$$

Resultados obtenidos:

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) Índice de condición	IC = (1, 17.692 y 104.158)
10) Durbin Watson	DW = 2.444

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 2.041 es (0.051). Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es 510 por cada 10,000 casos,

que es relativamente alta; de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es igual a cero; se acepta la hipótesis nula.

En el caso de la hipótesis nula en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la primera variable independiente es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor  $t$  mayor o igual a 3.154 es (0.004). Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es prácticamente cero, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente referido es diferente 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 segunda variable independiente es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor  $t$  mayor o igual a 14.767 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 coeficiente referido es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula.

De hecho, los coeficientes 0,099 y 0.857 de la ecuación de regresión, resultaron estadísticamente significativos, si los sometemos a una prueba de hipótesis nula, en base a la distribución  $t$ , prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 27 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.052$ , que es inferior a los valores estimados de  $t$ , los cuales caen fuera de la región de aceptación; queda rechazada la hipótesis nula.

El hecho de que la estimación del coeficiente de la primera variable independiente sea 0.099, significa que variaciones, por ejemplo de 1% en el gasto público real en educación, manteniendo constante la otra variable independiente, origina variaciones de aproximadamente 0.099% en el PIB real por habitante; mientras que variaciones de un 1% en el PIB real por habitante rezagado, manteniendo constante la otra variable independiente, origina variaciones de aproximadamente 0.857% en el PIB real por habitante.

El  $R^2$  indica que el 92.5% de las variaciones de la variable explicada, viene explicado por las variables explicativas.

La razón de varianzas,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 27 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 27} = 4.215$ , obviamente inferior a la  $F$  obtenida (165.599), por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de las variables explicativas sobre la explicada.

Asimismo, un coeficiente de correlación igual a 0.962, muestra la existencia de una apreciable correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

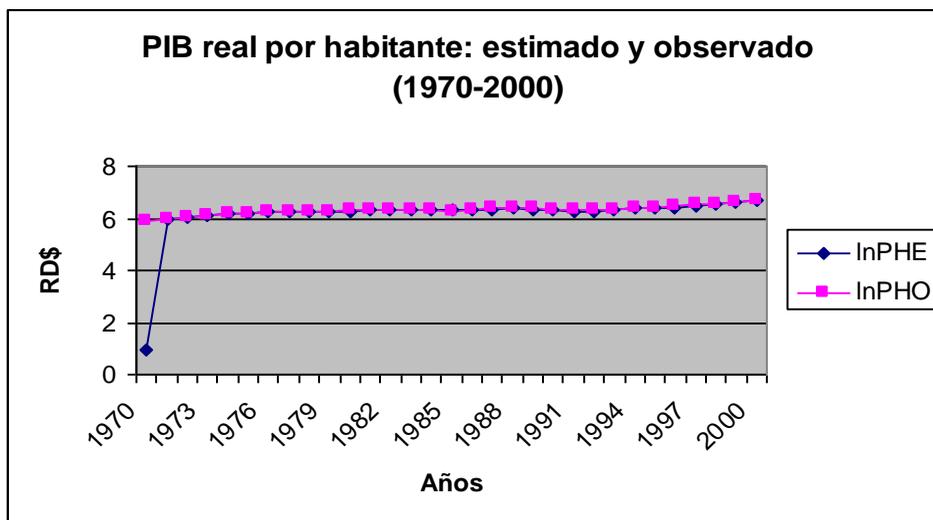
Por otra parte, hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición, representan magnitudes relativamente altas. El estadístico Durbin Watson (2.444) está próximo a 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación. *“Un contraste muy importante para detectar la autocorrelación es el contraste de Durbin-Watson, según el cual, el estadístico  $D$  (...) nos permite adoptar la regla no demasiado rigurosa de que si  $D$  vale 0 hay autocorrelación perfecta positiva, si  $d$  se aproxima a 2 no hay autocorrelación y si  $d$  se aproxima a 4 hay autocorrelación perfecta negativa (...)”*<sup>25</sup> (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

Estamos frente a buen ajuste, como se puede advertir en el gráfico que se presenta a continuación:

---

<sup>25</sup> Pérez, César (2001): *Técnicas estadísticas con SPSS*. Rentice Hall, Madrid, p. 317.

Gráfico 54



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

Segundo modelo:

$$XH = f(PH, XH_{-1})$$

$$XH = \alpha(PH)^\beta (XH_{-1})^\gamma$$

XH= exportaciones de bienes y servicios reales por habitante;

PH= PIB real por habitante;

XH<sub>-1</sub>= exportaciones de bienes y servicios reales por habitante con rezago;

$\alpha$ = constante;

$\beta$ = coeficiente de elasticidad parcial de las exportaciones, con respecto al PIB real por habitante;

$\gamma$ = coeficiente de elasticidad parcial de las exportaciones por habitante, con respecto a las exportaciones rezagadas.

Linealizando, aplicando logaritmo, tendremos:

$$\ln XH = \ln \alpha + \beta \ln PH + \gamma \ln XH_{-1}$$

Resultados obtenidos:

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 de 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) Índice de condición	IC= (1, 18.353 y 116.094)
10) Durbin Watson	DW= 2.069

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 -11.747 es cero (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 a cero; es rechazada la hipótesis nula.

En el caso de la hipótesis nula en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la primera variable independiente es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 14.444 es cero (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, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente referido es diferente 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 segunda variable independiente es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor  $t$  mayor o igual a 37.825 es cero (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 coeficiente referido es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula, igualmente.

De hecho, los coeficientes 0.96 y 1.023 de la ecuación de regresión, resultaron estadísticamente significativos, si los sometemos a una prueba de hipótesis nula, en base a la distribución  $t$ , prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 27 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.052$ , que es inferior a los valores estimados de  $t$ , los cuales caen fuera de la región de aceptación; queda rechazada la hipótesis nula.

El hecho de que la estimación del coeficiente de la primera variable independiente sea 0.96, significa que variaciones, por ejemplo de 1% en el PIB real por habitante, manteniendo constante la otra variable independiente, origina variaciones de aproximadamente 0.96% en las exportaciones por habitante; mientras que variaciones de un 1% en las exportaciones por habitante rezagadas, manteniendo constante la otra variable independiente, origina variaciones de aproximadamente 1.023% en las exportaciones por habitante.

El  $R^2$  indica que el 99.2% de las variaciones de la variable explicada, viene explicado por las variables explicativas.

La razón de varianzas,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 27 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 27} = 4.215$ , obviamente inferior a la  $F$  obtenida (1,747.645), por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de las variables explicativas sobre la explicada.

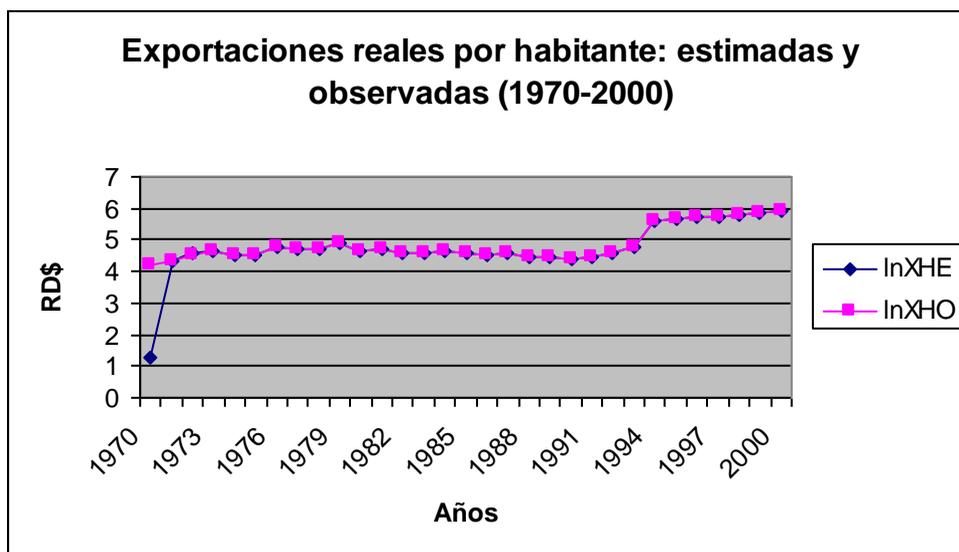
Asimismo, un coeficiente de correlación igual a 0.996, muestra la existencia de una apreciable correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición, representan magnitudes relativamente altas.

El estadístico Durbin Watson (2.069) está próximo a 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

Estamos frente a buen ajuste, como se puede advertir en el gráfico que se presenta a continuación:

**Gráfico 55**



**Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).**

Tercer modelo:

$$XH = f(EH, XH_1)$$

$$XH = \alpha(EH)^\beta (XH_1)^\gamma$$

XH= exportaciones de bienes y servicios reales por habitante;

EH= gasto público real en educación por habitante;

XH<sub>1</sub>= exportaciones de bienes y servicios reales por habitante con rezago;

$\alpha$ = constante;

$\beta$ = coeficiente de elasticidad parcial de las exportaciones, con respecto a gasto público real en educación por habitante;

$\gamma$ = coeficiente de elasticidad parcial de las exportaciones por habitante, con respecto a las exportaciones rezagadas.

Linealizando, aplicando logaritmo, tendremos:

$$\ln XH = \ln \alpha + \beta \ln EH + \gamma \ln XH_1$$

Resultados obtenidos:

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) Índice de condición	IC= (1, 19.348 y 36.587)
10) Durbin Watson	DW= 1.729

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 0.368 es cero (0.715). Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es de 7,150 por cada 10,000 casos, que es muy alta; de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es igual a cero; es aceptada la hipótesis nula.

En el caso de la hipótesis nula en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la primera variable independiente es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor  $t$  mayor o igual a 0.714 es (0.481). Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es 4,810 por cada 10,000 casos, que es muy alta; de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente referido es igual a cero; se acepta la hipótesis nula, igualmente.

En el caso de la hipótesis nula en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la segunda variable independiente es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor  $t$  mayor o igual a 7.775 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 coeficiente referido es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula.

De hecho, los coeficientes 0.137 y 0.919 de la ecuación de regresión, el primero resultó no significativo y el segundo, en cambio, resultó estadísticamente significativo, si los sometemos a una prueba de hipótesis nula, en base a la distribución  $t$ , prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 27 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.052$ , que es inferior al valor estimado de  $t$ , para el segundo coeficiente, pero es más elevado que el valor estimado de  $t$ , correspondiente al primer coeficiente. El segundo cae fuera de la región de aceptación de la hipótesis nula, el primero cae en sus redes.

El hecho de que la estimación del coeficiente de la primera variable independiente sea 0.137, significa que variaciones, por ejemplo de 1% en el gasto público real en educación por habitante, manteniendo constante la otra variable independiente, origina variaciones de aproximadamente 0.137% en las exportaciones por habitante; mientras que variaciones de un 1% en las exportaciones por habitante rezagadas, manteniendo constante la otra variable independiente, origina variaciones de aproximadamente 0.919% en las exportaciones por habitante.

El  $R^2$  indica que el 87.7% de las variaciones de la variable explicada, viene explicado por las variables explicativas.

La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 27 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 27} = 4.215$ , obviamente inferior a la F obtenida (96.452), por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable explicativa sobre la explicada.

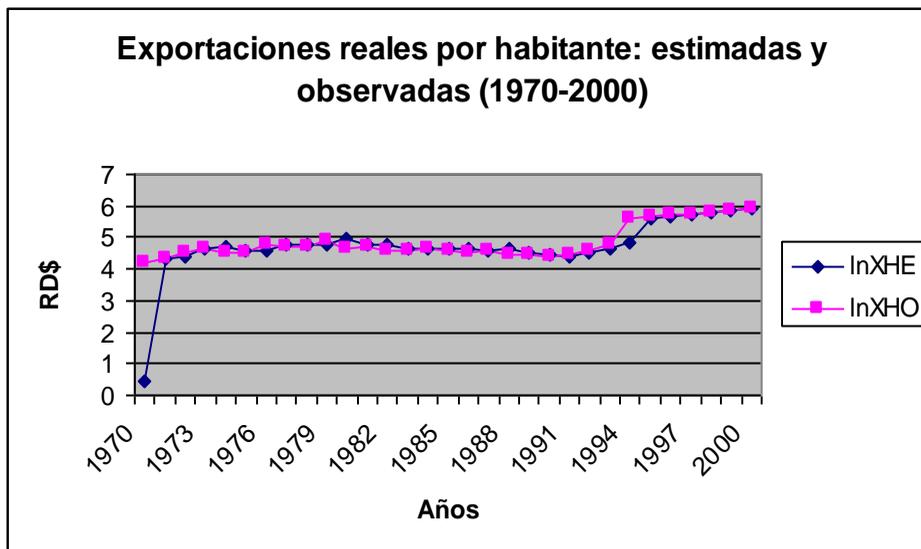
Asimismo, un coeficiente de correlación igual a 0.937, muestra la existencia de una apreciable correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición, representan magnitudes relativamente altas.

El estadístico Durbin Watson (1.729) está próximo a 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

Estamos frente a buen ajuste, como se puede advertir en el gráfico que se presenta a continuación:

Gráfico 56



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

Aparte de los juicios expuestos, sobre la bondad del ajuste, en los tres modelos, debemos anotar algunos criterios adicionales. 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 resultado, 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 (aumento) de las variables dependientes explicitadas, ante el cambio relativo de la misma, es rígida; a ello hay que agregar que en 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.

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 (excluyendo zonas francas).

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 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.

**Resumen del balance de la reforma estructural y el cambio institucional.** SUSTENTACIÓN: la reforma estructural de primera generación depende del poder ejecutivo, el poder legislativo, grupos de presión y organismos financieros internacionales. La reforma

institucional depende del poder ejecutivo, el poder legislativo, grupos de presión y organismos financieros internacionales.

**DIAGNÓSTICO:** choques externos e internos hacen retroceder el PIB; los capitales externos se alejaron y la distribución de la renta alcanzó cotas de desigualdad no vistas. El déficit de cambio institucional se expresa en la omnipotencia de la figura presidencial, en una administración pública desfasada, el predominio del centralismo, por parte del Presidente de la República, inexistencia de la rendición de cuenta, en la tímida separación de poderes y en la debilidad y anacronismo de la ley de presupuesto.

**TERAPÉUTICA:** disciplina fiscal, reordenación de las prioridades del gasto público, reforma tributaria, liberalización de las tasas de interés, tipo de cambio competitivo, liberalización del comercio, liberalización de la inversión extranjera, privatización de las empresas estatales, desregulación y derechos de propiedad. Reformas Constitucionales (prohibición de la reelección, conformación del Consejo Nacional de la Magistratura, separación de las elecciones presidenciales y congresuales y municipales, establecimientos de colegios electorales cerrados).

**RESULTADOS:** la liberalización del comercio se centró exclusivamente en las importaciones, obviando las exportaciones; el déficit de la balanza de bienes y el déficit en la balanza de renta de la inversión, se tornaron crónicos; la liberalización financiera tuvo lugar sin el complemento apropiado de supervisión prudencial, facilitando la ocurrencia de crisis financieras; las empresas públicas fueron capitalizadas en medio de un proceso poco transparente y poco regulado; el capital financiero de corto plazo, predominó sobre el de largo plazo, ocasionando una mayor volatilidad de los mercados financieros; se mantuvo la reproducción de la pobreza en gran escala y la desigualdad distributiva persistió (coeficiente de Gini 0.47). Reformas a la constitución por motivaciones difusas, atendiendo a intereses grupales; persiste el déficit de cambio institucional; la población no participó en estos procesos de reforma, las élites partidarias fueron los actores directos, por tanto, se procuró la obtención y preservación de intereses ajenos a la nación. Y finalmente, el

esfuerzo por el aumentar la competitividad estructural de la economía dominicana, corrió a cargo principalmente del aumento del producto por habitante y de la exportación por habitante, mientras que el importante factor educativo, dentro del capital humano, desempeñó un rol casi imperceptible a causa de insuficiencia cuantitativa y sus limitaciones de calidad.

### Balance del crecimiento económico dominicano

**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, como se puede advertir en el cuadro 153.

**Cuadro 153**  
**El PIB de la República Dominicana (1950-2000)**

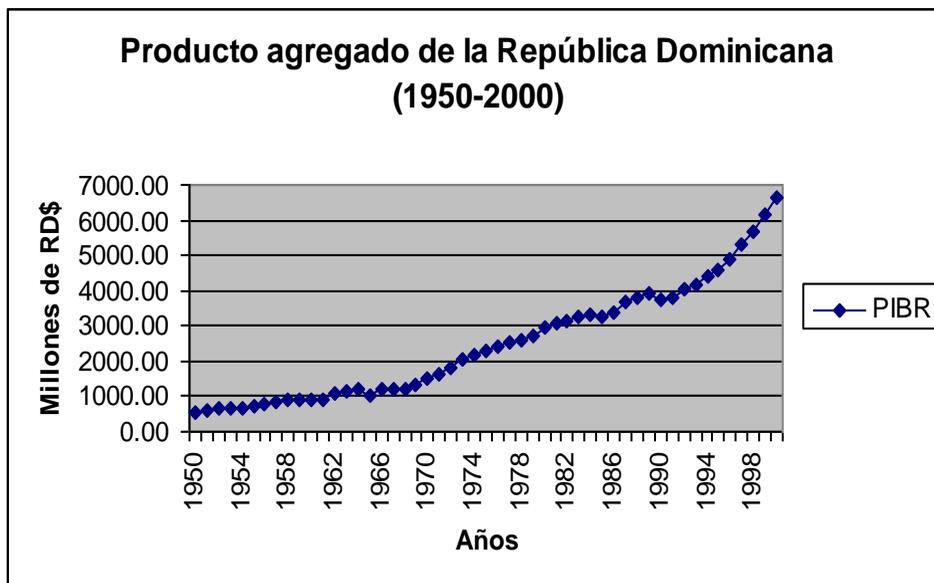
Año	PIB nominal (Millones de RD\$)	PIB real (a precios de 1970)	Crecimiento real del PIB (%)
1950	399.4	547.6	-
1951	485.9	606.5	10.76
1952	522.4	657.6	8.43
1953	518.8	649.8	-1.19
1954	546.0	687.2	5.75
1955	564.5	730.9	6.36
1956	633.1	802.2	9.76
1957	714.1	851.9	6.20
1958	714.4	897.9	5.40
1959	696.7	915.4	1.94
1960	723.6	919.6	0.46
1961	704.2	905.8	-1.49
1962	887.2	1,058.8	16.89
1963	1,012.7	1,122.0	5.96
1964	1,104.2	1,188.4	5.93
1965	956.8	1,049.4	-11.70
1966	1,059.5	1,177.9	12.25
1967	1,114.6	1,216.0	3.24
1968	1,162.2	1,203.2	-1.05
1969	1,325.4	1,310.2	8.89
1970	1,485.5	1,485.5	13.38

## Tesis Doctoral (Cuarto Volumen)

<b>Año</b>	<b>PIB nominal (Millones de RD\$)</b>	<b>PIB real (a precios de 1970)</b>	<b>Crecimiento real del PIB (%)</b>
1971	1,666.5	1,647.0	10.87
1972	1,987.4	1,818.2	10.39
1973	2,344.8	2,052.7	12.90
1974	2,925.7	2,175.9	6.00
1975	3,599.2	2,288.9	5.19
1976	3,951.5	2,442.9	6.73
1977	4,587.1	2,564.6	4.98
1978	4,734.4	2,619.5	6.04
1979	5,498.8	2,738.2	4.50
1980	6,761.3	2,956.4	8.00
1981	7,561.2	3,082.9	4.30
1982	8,267.4	3,135.3	1.70
1983	9,220.6	3,280.4	4.60
1984	11,594.0	3,321.5	1.30
1985	15,701.8	3,251.0	-2.10
1986	17,780.7	3,365.5	3.50
1987	22,403.6	3,706.0	10.10
1988	32,850.5	3,785.9	2.20
1989	42,393.0	3,952.5	4.40
1990	60,305.2	3,736.9	-5.50
1991	96,333.0	3,772.2	0.90
1992	112,697.7	4,073.1	8.00
1993	121,808.3	4,193.6	3.00
1994	137,566.4	4,375.0	4.30
1995	162,282.6	4,579.3	4.70
1996	183,361.2	4,907.4	7.20
1997	214,863.7	5,307.6	8.20
1998	241,977.1	5,702.0	7.40
1999	278,629.6	6,166.7	8.10
2000	323,430.3	6,644.9	7.80

**Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).**

Gráfico 57

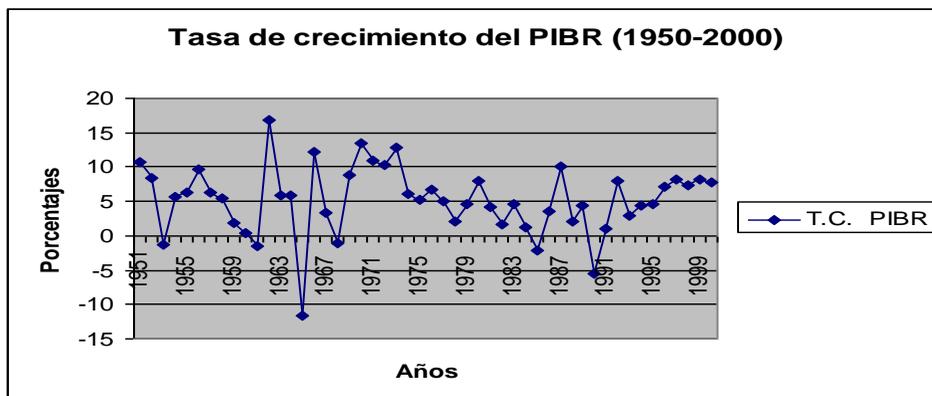


**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

**Nota:** PIB real a precios de 1970.

Asimismo, la economía dominicana experimentó un dilatado proceso de crecimiento en toda la segunda mitad del siglo XX (véase el cuadro 154 y el gráfico 58).

Gráfico 58



**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

**Nota:** T.C. PIBR, tasa de crecimiento del PIB real a precios de 1970.

**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 (cuadro 154).

**Cuadro 154**  
**Crecimiento del PIB real y formación bruta de capital fijo en la República Dominicana (1950-2000)**

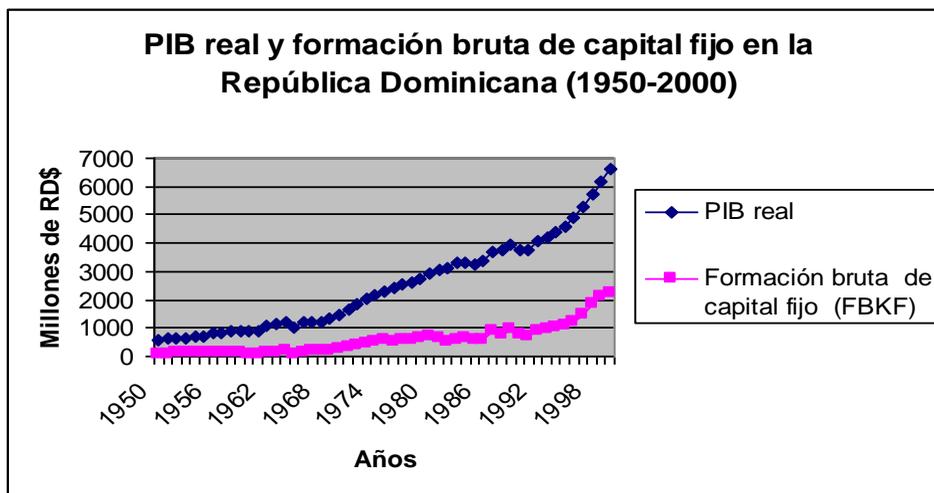
<b>Año</b>	<b>PIB real</b>	<b>Tasa de crecimiento del PIB real (%)</b>	<b>Formación bruta de capital fijo (FBKF)</b>	<b>Tasa de crecimiento de la FBKF (%)</b>	<b>Relación FBKF/PIB (%)</b>
1950	547.6	-	60.6	-	11.07
1951	606.5	10.76	68.9	13.70	11.36
1952	657.6	8.43	124.9	81.28	18.99
1953	649.8	-1.19	106.2	-14.97	16.34
1954	687.2	5.75	98.8	-6.97	14.38
1955	730.9	6.36	127.6	29.15	17.46
1956	802.2	9.76	139.3	9.17	17.36
1957	851.9	6.20	147.4	5.81	17.30
1958	897.9	5.40	155.9	5.77	17.36
1959	915.4	1.94	116.4	-25.34	12.72
1960	919.6	0.46	75.8	-34.88	8.24
1961	905.8	-1.49	59.5	-21.50	6.57
1962	1,058.8	16.89	102.8	72.77	9.71
1963	1,122.0	5.96	140.6	36.77	12.53
1964	1,188.4	5.93	179.2	27.45	15.08
1965	1049.4	-11.70	94.3	-47.38	8.99
1966	1,177.9	12.25	148.1	57.05	12.57
1967	1,216.0	3.24	160.4	8.31	13.19
1968	1,203.2	-1.05	173.7	8.29	14.44
1969	1,310.2	8.89	195.1	12.32	14.89
1970	1,485.5	13.38	245.9	26.04	16.55
1971	1,647.0	10.87	329.4	33.96	20.00
1972	1,818.2	10.39	391.3	18.79	21.52
1973	2,052.7	12.90	464.1	18.60	22.61
1974	2,175.9	6.00	509.4	9.76	23.41

<b>Año</b>	<b>PIB real</b>	<b>Tasa de crecimiento del PIB real (%)</b>	<b>Formación bruta de capital fijo (FBKF)</b>	<b>Tasa de crecimiento de la FBKF (%)</b>	<b>Relación FBKF/PIB (%)</b>
1975	2,288.9	5.19	571.7	12.23	24.98
1976	2,442.9	6.73	526.3	-7.94	21.54
1977	2,564.6	4.98	577.9	9.80	22.53
1978	2,619.5	6.04	574.8	-0.54	21.14
1979	2,738.2	4.50	653.5	13.69	23.87
1980	2,956.4	8.00	695.7	6.46	23.53
1981	3,082.9	4.30	636.8	-8.47	20.66
1982	3,135.3	1.70	496.7	-22.00	15.84
1983	3,280.4	4.60	559.6	12.66	17.06
1984	3,321.5	1.30	608.3	8.70	18.31
1985	3,251.0	-2.10	571.4	-6.07	17.58
1986	3,365.5	3.50	591.2	3.47	17.57
1987	3,706.0	10.10	905.1	53.10	24.42
1988	3,785.9	2.20	778.7	-13.97	20.57
1989	3,952.5	4.40	927.0	19.04	23.45
1990	3,736.9	-5.50	778.9	-15.98	20.84
1991	3,772.2	0.90	693.8	-10.93	18.39
1992	4,073.1	8.00	864.3	24.57	21.21
1993	4,193.6	3.00	928.7	7.45	22.12
1994	4,375.0	4.30	987.1	6.29	22.54
1995	4,579.3	4.70	1,101.8	11.62	24.01
1996	4,907.4	7.20	1,216.5	10.41	24.73
1997	5,307.6	8.20	1,441.5	18.50	27.16
1998	5,702.0	7.40	1,822.8	26.45	31.97
1999	6,166.7	8.10	2,071.0	13.62	33.62
2000	6,644.9	7.80	2,211.1	6.76	33.44

**Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).**

En el gráfico que sigue, se advierte como las curvas que representan a ambas variables, van en la misma dirección dando, cuenta de una evidente correlación positiva que alcanza la magnitud de 0.75.

Gráfico 59

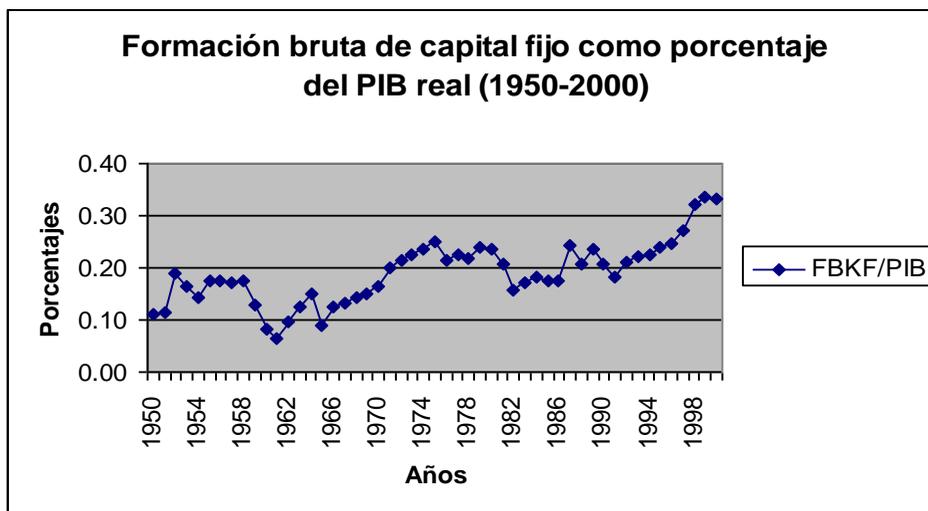


**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

**Nota:** PIBR, PIB real a precios de 1970; FBKF, formación bruta de capital fijo, a precios de 1970.

Por otra parte, el gráfico que se presenta más abajo, muestra la FBKF como porcentaje del PIB. En las recesiones o en las ralentizaciones de la economía (1959-1961; 1965; 1976-1978; y en el decenio de los ochenta), la proporción de inversión experimenta una cierta disminución, en cambio, en momentos de expansión de la economía, tiende a aumentar, como ocurrió en los subperíodos 1950-1958; 1962-1964; 1966-1973 y durante gran parte del decenio de los noventa. De modo que estudiando la relación FBKF/PIBR, podemos entender el ciclo económico dominicano.

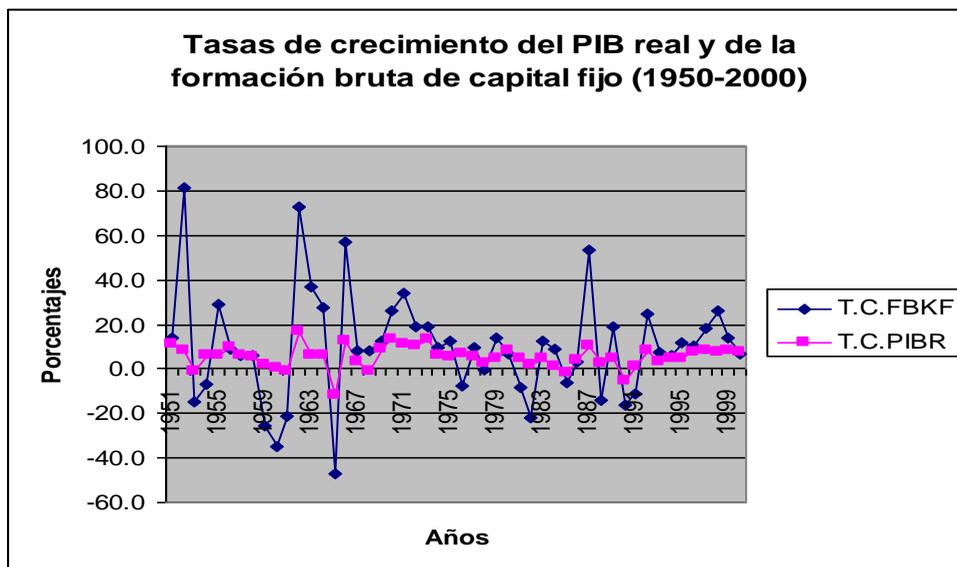
Gráfico 60



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

**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), que dicho sea de paso, en el gráfico 61 se nota como las intensas fluctuaciones de la FBKF, influyen en la forma que va adoptando la curva del crecimiento del producto agregado de la República Dominicana.

Gráfico 61



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

Nota: T.C.PIBR, tasa de crecimiento del PIB real; T.C.FBKF, tasa de crecimiento de la formación bruta de capital fijo.

El modelo de regresión lineal que asumiremos es el siguiente:

$$\text{PIBR}^* = a + b\text{FBKF}^*$$

donde:

PIBR\* = crecimiento del producto interno bruto real;

FBKF\* = crecimiento de la formación bruta de capital fijo;

a = intercepto;

b = coeficiente de la pendiente;

Resumen de los resultados obtenidos:

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 <sup>2</sup> = 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 <sub>1, 48</sub> = 62.8
9) Índice de condición	IC= (1 y 1.507)
10) Durbin Watson	DW= 1.563

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 7.22 es cero (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 diferente 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 7.925 es cero (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 coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula, igualmente.

De hecho, los coeficientes 3.674 y 0.156 de la ecuación de regresión, resultaron estadísticamente significativos, si los sometemos a una prueba de hipótesis nula, en base a la distribución t, prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 48 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.013$ , que es inferior a los valores estimados de t, los cuales caen fuera de la región de aceptación; queda rechazada la hipótesis nula.

El hecho de que la estimación de la pendiente sea 0.156, significa que variaciones, por ejemplo de 1% en la variable explicativa, originan variaciones de una magnitud de aproximadamente de 0.156% en la variable explicada.

El  $r^2$  indica que el 55% de las variaciones de la variable explicada, viene explicado por la variable explicativa. La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 48 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 48} = 4.048$ , obviamente inferior a la F obtenida (62.8), por lo que es rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable explicativa sobre la explicada.

Asimismo, un coeficiente de correlación igual a 0.75, muestra la existencia de una apreciable correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

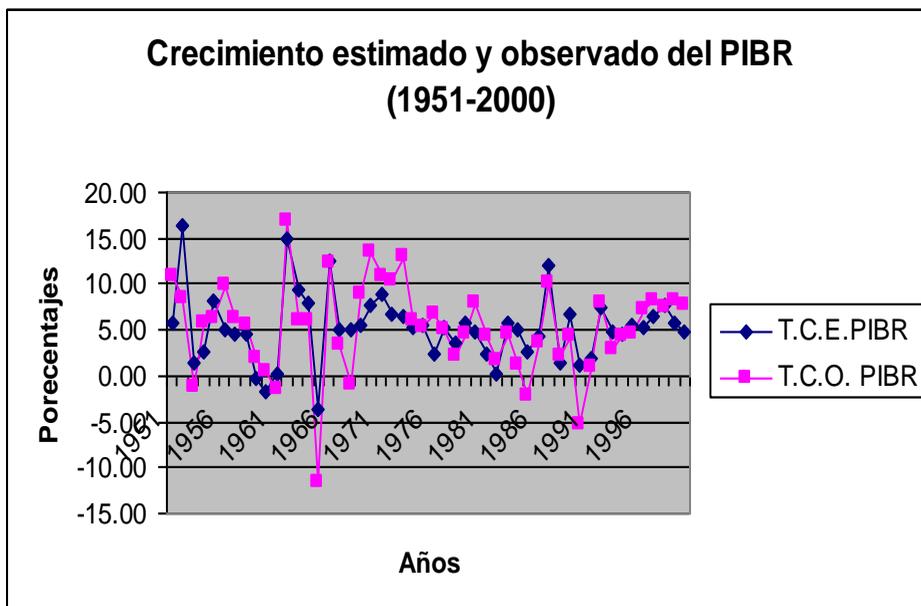
Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1 y 1.507), representan magnitudes relativamente bajas. Igualmente, el estadístico Durbin Watson (1.563) está próximo a 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación. *“Un contraste muy importante para detectar la autocorrelación es el contraste de Durbin-Watson, según el cual, el estadístico D (...) nos permite adoptar la regla no demasiado rigurosa de que si D vale 0 hay autocorrelación perfecta positiva, si d se aproxima a 2 no hay autocorrelación y si d se aproxima a 4 hay autocorrelación perfecta negativa (...)”*.<sup>26</sup> (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

Estamos frente a buen ajuste, como se puede advertir en el gráfico que se presenta a continuación:

---

<sup>26</sup> Pérez, César (2001): *Técnicas estadísticas con SPSS*. Rentice Hall, Madrid, p. 317.

Gráfico 62



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

Nota: T.C.E. PIBR, tasa de crecimiento estimado del PIB real; T.C.O. PIBR, tasa de crecimiento observado del PIB real.

Ahora procederemos a ensayar un modelo de regresión lineal, del tipo log-lineal, idéntico al aplicado para comprobar la competitividad estructural de la economía dominicana. De modo que

$$\text{PIBR}^* = (a)\text{FBKF}^{*b},$$

Donde:

PIBR\* = crecimiento del producto interno bruto real;

FBKF\* = crecimiento de la formación bruta de capital fijo;

a = constante;

$b$ = elasticidad del crecimiento del producto con respecto al crecimiento de la FBKF.

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 logaritmo, obtenemos:

$$\ln\text{PIBR}^* = \ln(a) + (b)\ln\text{FBKF}^*$$

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	$\ln\text{PIBR}^* = \ln 0.89 + 0.366\ln\text{FBKF}^*$
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	$F_{1, 33} = 14.827$
9) Índice de condición	IC= 1 y 7.329
10) Durbin Watson	DW= 1.666

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 3.304 es 0.002. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es prácticamente 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 3.851 es cero (0.001). 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 coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula.

En la función estimada,  $b$ , equivale a 0.366, y representa la elasticidad del crecimiento del producto agregado, con respecto al crecimiento de la FBKF, es decir mide el cambio porcentual en la producción (0.366%) debido, a una variación del 1% en la variable explicativa.

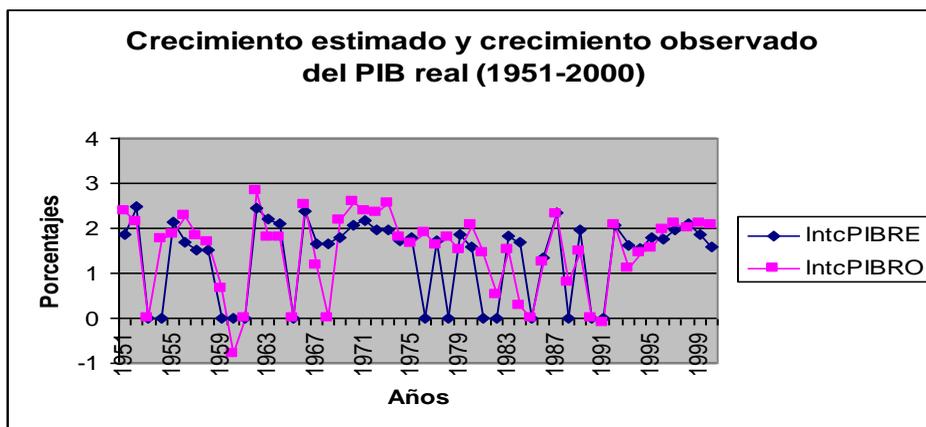
El  $R^2$  indica que el 31% de las variaciones de la variable dependiente viene explicado por la variación de la variable independiente.

La razón de varianzas,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 33 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 33} = 4.14$ , inferior a la  $F$  calculada (14.827), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente.

Por otra parte, el IC arrojó valores un poco elevado, lo que denota ciertos problemas de multicolinealidad; mientras que el estadístico Durbin Watson se encuentra cercano a 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

El ajuste logrado se puede ver en el gráfico que abajo exponemos.

Gráfico 63



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

Amplíemos 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:  $\ln\text{PIBR}^* = \ln\alpha + \beta\ln\text{FBKF}^* + \gamma\ln L$ .

Estamos frente a una función Cobb-Douglas linealizada.

Dicho modelo debe ser aplicado a los siguientes datos estadísticos:

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) Índice de condición	IC= (1, 3.248 y 11.241)
10) Durbin Watson	DW= 1.664

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 1.433 es 0.17. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es 1,700 por cada 10,000 casos, que es una probabilidad muy alta; de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es igual a cero; queda aprobada 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 2.431 es cero (0.026). Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es 0.026, es decir, 260 por cada 10,000 casos, que es baja, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula.

Respecto al otro coeficiente, podemos decir que la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 2.972 es (0.009). Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es 0.009, es decir, prácticamente cero, de donde podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula.

En la función estimada,  $\beta$ , equivale a 0.359, y representa la elasticidad del crecimiento del producto agregado, con respecto al crecimiento de la FBKF, es decir mide el cambio porcentual en la producción (0.359%) debido, a una variación del 1% en la variable explicativa. En cambio,  $\gamma$ , que equivale a 0.214, y representa la elasticidad del crecimiento del producto agregado, con respecto al crecimiento de L, es decir mide el cambio porcentual en la producción (0.214%) debido, a una variación del 1% en la variable explicativa empleo.

El  $R^2$  indica que el 61.3% de las variaciones de la variable dependiente viene explicado por la variación de las variables independientes.

La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 17 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 17} = 4.45$ , inferior a la F calculada (13.444), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de las variables independientes sobre la dependiente.

Por otra parte, el IC arrojó valores un poco elevado, lo que denota ciertos problemas de multicolinealidad; mientras que el estadístico Durbin Watson se encuentra cercano a 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

**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 primer lugar; y la reacción de la FBKF, ante la dinámica de la producción de bienes y servicios, en segundo lugar.

En el cuadro 155 vemos la formación de capital y la tasa de interés, expresadas en índices. 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.

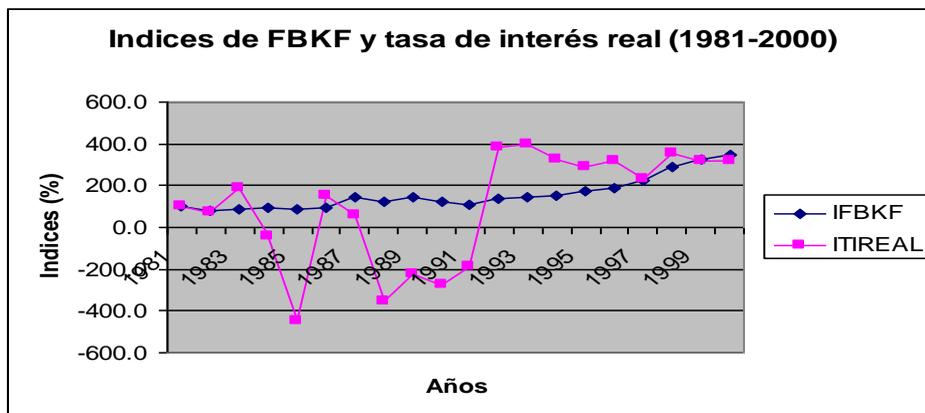
**Cuadro 155**  
**Formación bruta de capital fijo y tasa de interés activa real (1981-2000)**

<b>Año</b>	<b>Índice de la FBKF (1981=100) (%)</b>	<b>Índice de la tasa de interés (1981=100) (%)</b>
1981	100.0	100.00
1982	78.0	114.81
1983	87.9	144.42
1984	95.5	144.42
1985	89.7	144.42
1986	92.8	144.42
1987	142.1	144.42
1988	122.3	144.42
1989	145.6	181.47
1990	122.3	220.83
1991	109.0	277.08
1992	135.7	293.83
1993	145.8	236.17
1994	155.0	249.04
1995	173.0	238.96
1996	191.0	256.71
1997	226.4	211.09
1998	286.2	188.11
1999	325.2	223.73
2000	347.2	217.90

**Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).**

En el gráfico expuesto abajo, quedan relacionadas la FBKF y la tasa de interés real, que abona la presunción arriba explicitada.

Gráfico 64



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

Nota: IFBKF, índice de la FBKF; ITIREAL, índice de la tasa de interés real.

En efecto, la curva del IFBKF, al principio no muestra una clara tendencia alcista sobre todo, ante la presencia de tasas de interés real negativas, en parte del decenio de los ochenta y al comienzo del decenio de los noventa, dejando entrever que nuestra variable en cuestión actúa con un fuerte rezago, respecto al descenso de la tasa de interés real. Durante el primer lustro, del decenio de los noventa, se advierte que la curva de la tasa de interés manifiesta un notable descenso lo que estimula a que la curva del IFBKF delate su tendencia ascensionista de manera firme, por el resto del decenio.

A conclusiones similares se puede llegar, cuando observamos el cuadro 155. Efectivamente, el índice de la FBKF se pasa varios años sin poder recobrar el nivel ostentado en el 1981, a pesar de que el índice de la tasa de interés revela una posición estática durante gran parte del decenio de los ochenta; no es sino a partir de 1987 cuando el primer índice supera el nivel ostentado en el 1980. En el último tramo del decenio de los noventa, finalmente el índice de la FBKF va a superar a su contradictor, probablemente a causa del auge experimentado por la economía en dichos años.

Veamos ahora los resultados que arroja la vinculación econométrica de ambas variables, para la serie de tiempo 1981-2000.

El modelo de regresión lineal que asumiremos es el siguiente:

$$\text{IFBKF} = a + b\text{ITIR}$$

Donde:

IFBKF= índice de la formación bruta de capital fijo;

ITIR= índice de la tasa de interés real;

a= intercepto;

b= coeficiente de la pendiente. 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) Índice de condición	IC= (1 y 1.448)
10) Durbin Watson	DW= 0.356

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 8.565 es cero (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, de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es diferente 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 2.522 es 0.021, es decir, 210 por cada 10,000 casos, siendo baja la probabilidad. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es baja, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula, igualmente.

De hecho, los coeficientes 143.561 y 0.152 de la ecuación de regresión, resultaron estadísticamente significativos, si los sometemos a una prueba de hipótesis nula, en base a la distribución  $t$ , prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 18 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.101$ , que es inferior a los valores estimados de  $t$ , los cuales caen fuera de la región de aceptación; queda rechazada la hipótesis nula.

El hecho de que la estimación de la pendiente sea 0.152, significa que variaciones, por ejemplo de 1% en la variable explicativa, originan variaciones de una magnitud de aproximadamente de 0.156% en la variable explicada; pero lo que es mucho más importante, contradice la teoría, que sugiere una relación inversa entre ambas variables. De modo que dicho coeficiente debió ser negativo.

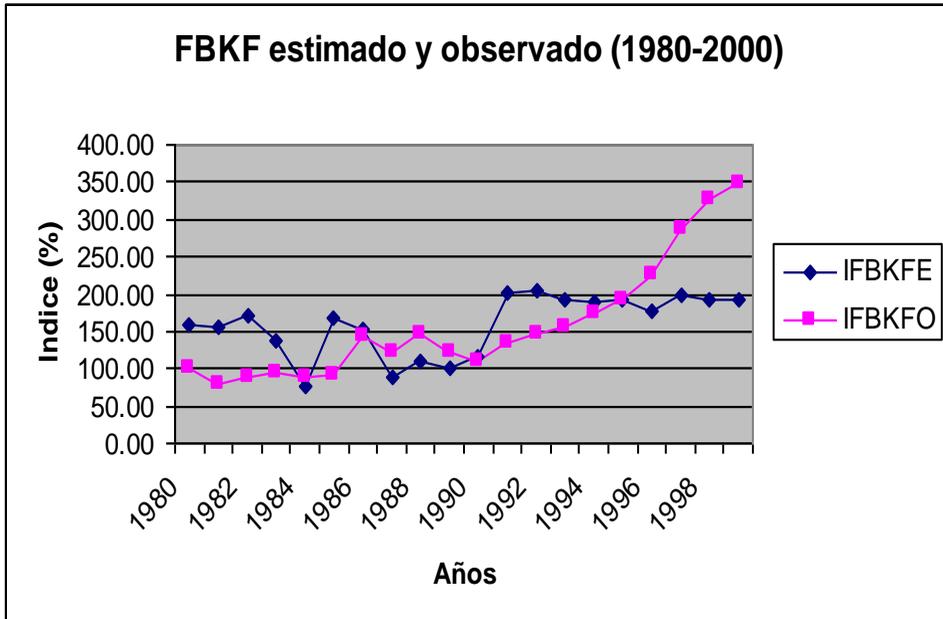
El  $r^2$  indica que el 26% de las variaciones de la variable explicada, viene influenciado por la variable explicativa.

La razón de varianzas,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 18 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 18} = 4.41$ , obviamente inferior a la  $F$  obtenida (6.359), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente.

Asimismo, un coeficiente de correlación igual a 0.51, muestra la existencia de una correlación positiva, cuando debió ser negativa, entre las variables involucradas en el modelo. Aquí se produjo una colisión con la teoría económica.

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1 y 1.448), representan magnitudes relativamente bajas. En cambio, el estadístico Durbin Watson (0.356) está más próximo a cero que de 2, lo que indica que hay problemas de autocorrelación. El gráfico 65 muestra el ajuste logrado, evidentemente poco apropiado.

Gráfico 65



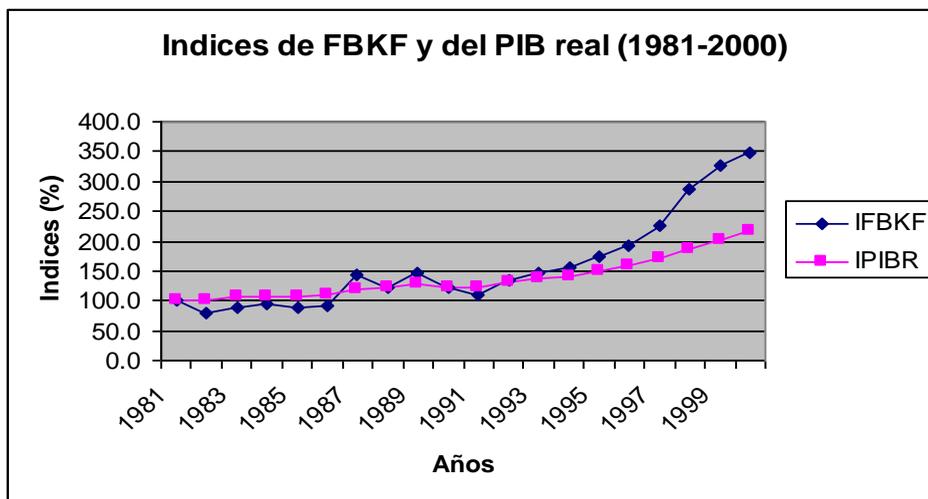
**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

**Nota:** IFBKFE, índice de la FBKF estimado; IFBKFO, índice de la FBKF observado.

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. Por tanto, debemos ampliar la investigación adicionando al análisis otra variable. ¿Cuál? El producto agregado.

Por de pronto, podemos aseverar que en el gráfico que transcribimos más abajo, se nota como las curvas de los índices de FBKF y del PIB real, son similares. La correlación positiva entre ellas es obvia.

Gráfico 66



**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

**Nota:** IFBKF, índice de la FBKF; IPIBR, índice del PIB real.

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:

$$\text{IFBKF} = \alpha + \beta \text{ITIR} + \gamma \text{IPIBR}$$

Donde:

IFBKF= índice de formación bruta de capital fijo;

ITIR= índice de la tasa de interés real;

IPIBR= índice del producto interno bruto real;

$\alpha$ = constante;

$\beta$ = coeficiente de la pendiente;

$\gamma$ = 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 de 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) Índice de condición	IC= (1, 1.7 y 10.493)
10) Durbin Watson	DW= 1.134

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 -10.68 es cero (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 prácticamente cero, de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula.

En el caso de la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del primer coeficiente de la pendiente es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a -0.637 es 0.533, bastante significativa. Por consiguiente, 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 5,330 en 10,000 casos, una probabilidad muy alta. Habría que aceptar pues la hipótesis nula. La hipótesis nula respecto

a que el verdadero valor del segundo coeficiente de la pendiente es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor  $t$  mayor o igual a 20.562 es cero. 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 modo que el verdadero coeficiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula.

Especifiquemos aún más la significación estadística de los coeficientes de regresión, sometiéndonlos a prueba de hipótesis de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 17 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.11$ , por lo que los valores estimados de  $t$  -10.68 y 20.56, caen fuera de la región de aceptación (dichos coeficientes son estadísticamente significativos, se rechaza la hipótesis nula); pero -0.637, cae en la región de aceptación de la hipótesis nula.

El hecho de que la estimación de la pendiente sea un valor negativo, -0.09, para la primera variable explicativa, significa que un aumento de 1% en la tasa de interés, origina una disminución de aproximadamente 0.09% en la variable explicada, bajo la presunción de que el producto agregado (la otra variable explicativa) se mantiene constante; e igualmente, la pendiente estimada, para la segunda variable explicativa, de 2.362, significa que variaciones por ejemplo en un 1%, en el producto agregado, provoca una variación de 2.362% en la variable explicada, bajo la presunción de que la tasa de interés (la otra variable explicativa) se mantiene constante.

El  $R^2$  indica que el 97% de las variaciones de la variable explicada, viene influenciado por las variaciones registradas en las variables explicativas.

La razón de varianzas,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 17 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 17} = 4.45$ , obviamente inferior a la  $F$  obtenida 289.095, por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de las variables explicativas sobre la dependiente. Asimismo, un coeficiente de correlación igual a 0.986, muestra la existencia de una

apreciable correlación positiva entre las variables involucradas en el estudio.

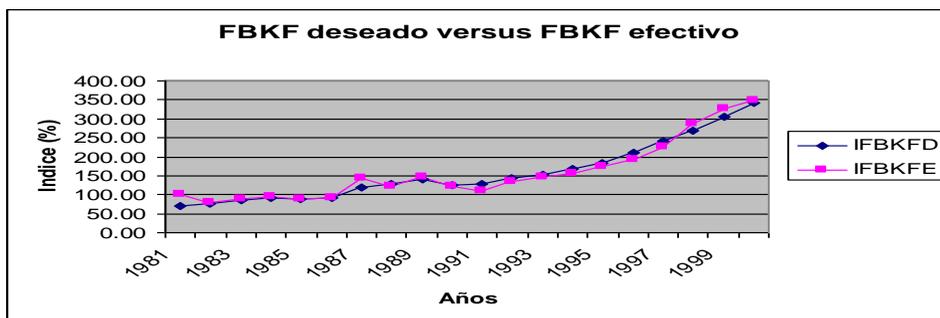
Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad, entre los valores de la variable explicada y la tasa de interés activa real, pero sí podrían existir entre los valores de la variable explicada y el producto agregado, según se advierte en las magnitudes de los índices de condición (1, 1.7 y 10.493).

Igualmente, estando el estadístico Durbin Watson (1.134) próximo a 2, indica que no hay problemas de autocorrelación.

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.

Estamos frente a buen ajuste, como se puede apreciar en el gráfico que exponemos a continuación:

**Gráfico 67**



**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

**Nota:** IFBKFD, índice de la FBKF deseado o estimado; IFBKFE, índice de la FBKF efectivo u observado.

Ahora procederemos a estimar una función del siguiente tipo:

$$\text{IFBKF} = \alpha(\text{IPIBR})^\beta(\text{ITIR})^\gamma$$

Donde:

IFBKF= índice de la formación bruta de capital fijo;

IPIBR= índice del PIB real;

ITIR= índice de la tasa de interés real;

$\alpha$ = constante;

$\beta$ = elasticidad de la formación de capital respecto al producto agregado;

$\gamma$  = elasticidad de la formación de capital respecto al tipo de interés real.

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

$$\ln(\text{IFBKF}) = \ln\alpha + (\beta)\ln(\text{IPIBR}) + \gamma\ln(\text{ITIR}).$$

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	$F_{1, 29} = 322.526$
9) Índice de condición	IC= (1, 42.854 y 58.99)
10) Durbin Watson	DW= 2.227

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 -10.903 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 intercepto poblacional es diferente a cero. La hipótesis nula queda rechazada. Respecto al coeficiente perteneciente al PIBR, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 21.363 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 a cero. La hipótesis nula queda rechazada. En el último coeficiente, tenemos que si la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a -2.259 es 0.037. 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 0.037, es decir, 370 de cada 10,000 casos, que es baja; de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de ITIR es diferente a cero. La hipótesis nula queda rechazada.

En la función estimada,  $\beta$ , equivale a 2.024, y representa la elasticidad parcial de la FBKF, con respecto al PIBR, es decir mide el cambio porcentual en la formación de capital (2.024%) debido, a una variación del 1% en el PIBR, manteniendo constante el TIR.

De la misma manera,  $\gamma$ , que equivalente a  $-0.16$ , es la elasticidad parcial del FBKF, con respecto al TIR, mide el cambio porcentual en el FBKF ( $-0.16\%$ ) debido, a una variación del  $1\%$  en el TIR, manteniendo constante el PIBR. Un asunto muy importante es que en este modelo, el signo alcanzado por el coeficiente de la TIR, es negativo como lo indica la teoría económica.

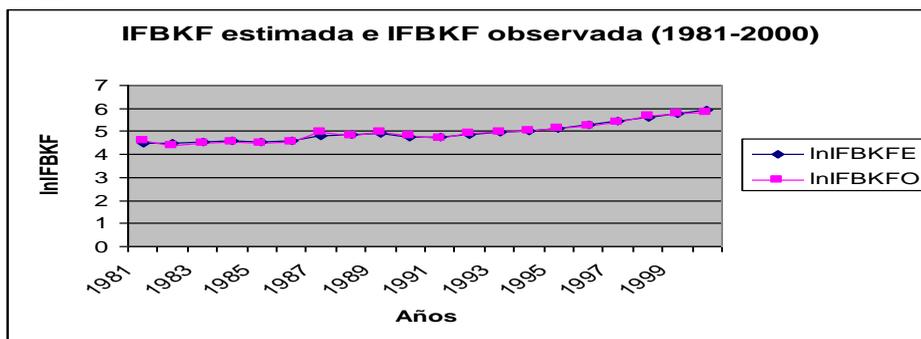
El  $R^2$  indica que el  $97.4\%$  de las variaciones de la variable dependiente, viene explicado por la variación porcentual en las variables independientes.

La razón de varianzas,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 17 en el denominador) para  $95\%$  de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 17} = 4.45$ , obviamente inferior a la  $F$  calculada ( $322.526$ ), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de las variables independientes sobre la dependiente.

Por otra parte, en lo que concierne a la multicolinealidad, hay problemas serios, a partir de que los IC alcanzaron cifras muy elevadas. En cambio, el estadístico Durbin Watson se encuentra en la vecindad de 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

El ajuste logrado, casi perfecto, se puede ver con más claridad en el gráfico que abajo exponemos.

**Gráfico 68**



**Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).**

**Recapitulando:** 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”*.<sup>27</sup> (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.

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.

**Mutaciones estructurales.** Continuando con el problema del crecimiento económico, debemos aseverar que la economía dominicana, en otro orden de ideas, ha estado sufriendo mutaciones estructurales. Guardando la notable diferencia que existe con el caso español, respecto a la discusión

---

<sup>27</sup> Díaz, Magin (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.

que estamos desarrollando, Rafael Myro, dice: “Enlazando con lo ya señalado en el capítulo precedente y como anticipo también de lo que se estudiará en el resto de la obra, se destacan ahora cuatro cambios de esa naturaleza. El primero de ellos es el cambio de la estructura productiva, a favor de la industria y los servicios y en detrimento de la agricultura. Esta transformación estructural incide positivamente sobre la renta per cápita de la economía, en las primeras fases de industrialización, debido a que la productividad del trabajo es mayor en la industria y los servicios que en la agricultura, por tratarse de actividades más intensivas en capital (...)”.<sup>28</sup>

Algo similar ocurrió en la República Dominicana. Se produjeron profundas mutaciones en la distribución sectorial de la PEA y, por consiguiente, en la estructura de empleo en los últimos 50 años (véase el cuadro 156).

**Cuadro 156**  
**Cambios en la distribución sectorial de la PEA dominicana (1950-2000)**  
(%)

<b>Año</b>	<b>Agricultura</b>	<b>Industria</b>	<b>Servicios</b>
1950	56.55	8.24	35.21
1960	61.51	8.71	29.78
1970	45.54	11.20	43.26
1981	23.99	12.73	63.28
1993	14.80	12.43	72.77
2000	14.48	16.87	68.65

**Fuente:** Censos de población realizados por la Oficina Nacional de Estadísticas (ONE) y encuestas realizadas por el Banco Central de la República Dominicana.

Para el año 1950 casi el 57% de los integrantes de la PEA tenían asiento en la agricultura, pero al finalizar el siglo XX cae a un 14.5%, en cambio la industria y los servicios prácticamente duplicaron su participación relativa en la absorción de la PEA.

Es de suponerse que tales transformaciones estructurales, impacten sobre el crecimiento de la economía. ¿Qué dice la evidencia empírica, desde la

---

<sup>28</sup> Myro, R. (2001): “Crecimiento económico y cambio estructural”. En *Lecciones de economía española*. CIVITAS, Madrid, p. 62.

perspectiva econométrica, sobre este particular? Ciertamente, el crecimiento de la industria ha tenido un hondo impacto sobre el crecimiento del producto en la República Dominicana. Ya lo pusimos en evidencia cuando en el capítulo 4, de esta tesis, en el acápite referido al objetivo de crecimiento económico, trabajamos el vínculo econométrico entre el crecimiento de la economía dominicana y su sector manufacturero. Quedó confirmada la ley kaldoriana, referida al rol de la industria manufacturera como motor del crecimiento económico. Por consiguiente, en esta oportunidad, nos adentraremos exclusivamente a la verificación econométrica del nexo entre el crecimiento de la economía y el crecimiento del sector servicio. El sector servicio, históricamente, aun en la época trujillista, ha tenido una participación por encima del 50%, en el producto agregado dominicano; situación que fue confirmada, con creces, en la etapa postrujillista, como se puede apreciar en el cuadro 157 y en el gráfico 69. Debemos también afirmar que el crecimiento promedio del sector servicio, estuvo por encima del correspondiente al PIB.

**Cuadro 157**  
**Crecimientos del PIB real y del sector servicio de la República Dominicana (1970-2000)**

<b>Año</b>	<b>PIB real</b>	<b>Tasa de crecimiento PIB real (%)</b>	<b>Producto del sector servicio (SS)</b>	<b>Tasa de crecimiento del sector servicio</b>	<b>Relación SS/PIB (%)</b>
1970	1,485.5	-	769.63		51.81
1971	1,647.0	10.87	845.58	9.87	51.34
1972	1,818.2	10.39	928.09	9.76	51.04
1973	2,052.7	12.90	1,023.62	10.29	49.87
1974	2,175.9	6.00	1,115.40	8.97	51.26
1975	2,288.9	5.19	1,186.20	6.35	51.82
1976	2,442.9	6.73	1,256.40	5.92	51.43
1977	2,564.6	4.98	1,332.70	6.07	51.97
1978	2,619.5	6.04	1,391.40	4.40	53.12
1979	2,738.2	4.50	1,441.50	3.60	52.64
1980	2,956.4	8.00	1,604.60	11.31	54.28
1981	3,082.9	4.30	1,678.63	4.61	54.45
1982	3,135.3	1.70	1,744.50	3.92	55.64

Año	PIB real	Tasa de crecimiento PIB real (%)	Producto del sector servicio (SS)	Tasa de crecimiento del sector servicio	Relación SS/PIB (%)
1983	3,280.4	4.60	1,792.20	2.73	54.63
1984	3,321.5	1.30	1,830.50	2.14	55.11
1985	3,251.0	-2.10	1,844.90	0.79	56.75
1986	3,365.5	3.50	1,897.30	2.84	56.37
1987	3,706.0	10.10	2,039.70	7.51	55.04
1988	3,785.9	2.20	2,132.20	4.53	56.32
1989	3,952.5	4.40	2,215.90	3.93	56.06
1990	3,736.9	-5.50	2,117.80	-4.43	56.67
1991	3,772.2	0.90	2,161.80	2.08	57.31
1992	4,073.1	8.00	2,286.62	5.77	56.14
1993	4,193.6	3.00	2,392.88	4.65	57.06
1994	4,375.0	4.30	2,472.92	3.35	56.52
1995	4,579.3	4.70	2,602.79	5.25	56.84
1996	4,907.4	7.20	2,789.81	7.19	56.85
1997	5,307.6	8.20	3,015.56	8.09	56.82
1998	5,702.0	7.40	3,256.69	8.00	57.11
1999	6,166.7	8.10	3,482.73	6.94	56.48
2000	6,644.9	7.80	3,782.14	8.60	56.92
<b>Promedio</b>			<b>5.19%</b>		<b>5.50%</b>

Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

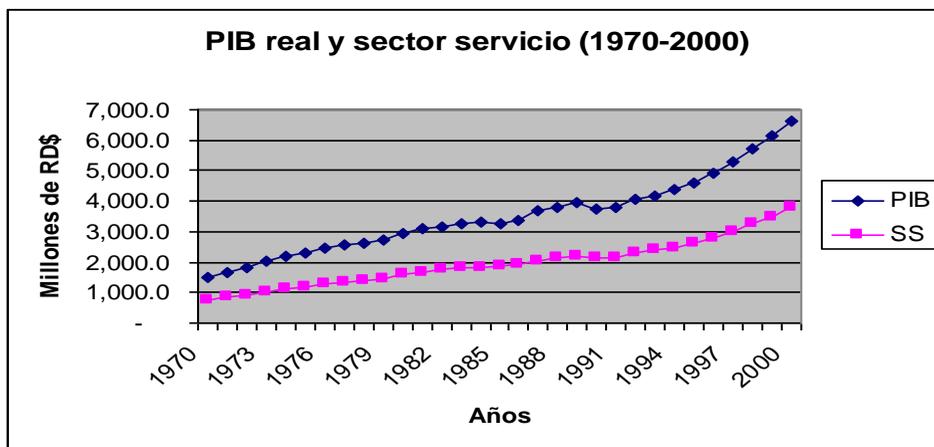
Gráfico 69



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

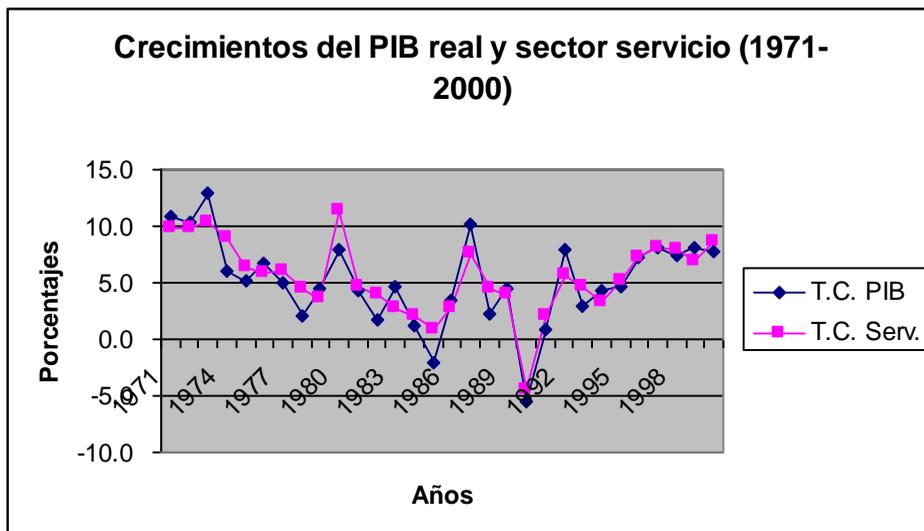
En los gráficos que siguen, se advierte como las curvas que representan a ambas variables, van en la misma dirección, dando cuenta de una evidente correlación positiva.

**Gráfico 70**



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

**Gráfico 71**



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

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) Índice de condición	IC= (1 y 3.672)
10) Durbin Watson	DW=2.755

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 -1.176 es 0.249. 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 0.249, es decir, 2,490 por cada 10,000 casos, que es muy alta; de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es igual a cero; es aceptada 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 11.46 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, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula.

De hecho, los coeficientes (-0.702 y 1.072) obtenidos de la ecuación de regresión, fueron sometidos a prueba de hipótesis nula, en base a la distribución t, en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 28 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.048$ . El primer coeficiente cae en la zona de aceptación de la hipótesis nula, no es significativo, en cambio el segundo, cae fuera de la zona de aceptación, es significativo.

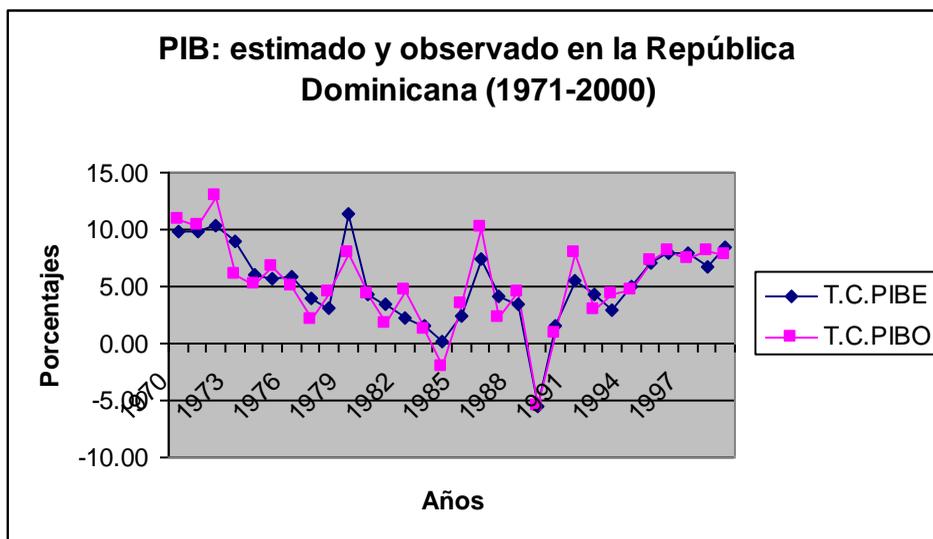
El  $r^2$  indica que el 82% de las variaciones de la variable dependiente (crecimiento del PIB real) viene explicado por la variable independiente (crecimiento del valor del sector servicio).

La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 28 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 28} = 4.20$ , obviamente inferior a la F calculada (131.334), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente.

Existe una fuerte correlación positiva (0.908) entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1 y 3.672) expresan magnitudes relativamente bajas. El estadístico Durbin Watson (2.755) se encuentra en la vecindad de 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación. Estamos frente a un ajuste adecuado, como se puede advertir en el gráfico que presentamos a continuación:

Grafico 72



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

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.

$$\text{PIBR}^* = \alpha \text{SS}^{*\beta}$$

Donde:

PIBR\* = crecimiento del producto interno bruto real;

SS\* = crecimiento del valor real del sector servicio;

$\alpha$  = constante;

$\beta$  = elasticidad del crecimiento del producto interno bruto real, con respecto al crecimiento real sector servicio;

Al linealizar este modelo, obtenemos:

$$\ln(\text{PIBR}^*) = \ln\alpha + \beta\ln(\text{SS}^*)$$

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 de Pearson	r= 0.835
7) Grados de libertad	g de l= 26
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 26} = 60.005$
9) Índice de condición	IC= (1 y 7.373)
10) Durbin Watson	DW= 3.111

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 -1.101 es 0.281. 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 0.281, es decir, 2,810 por cada 10,000 casos, que es muy alta; de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es igual a cero; es aceptada 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 7.746 es cero (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, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula.

De hecho, los coeficientes (-0.281 y 1.126) obtenidos de la ecuación de regresión, fueron sometidos a prueba de hipótesis nula, en base a la

distribución t, en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 26 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.056$ . El primer coeficiente cae en la zona de aceptación de la hipótesis nula, no es significativo, en cambio el segundo, cae fuera de la zona de aceptación, es significativo.

Al mismo tiempo, es necesario consignar que el coeficiente de la pendiente, al arrojar un valor mayor que uno (1), indica una relación elástica entre el crecimiento del sector servicio y el crecimiento del producto agregado.

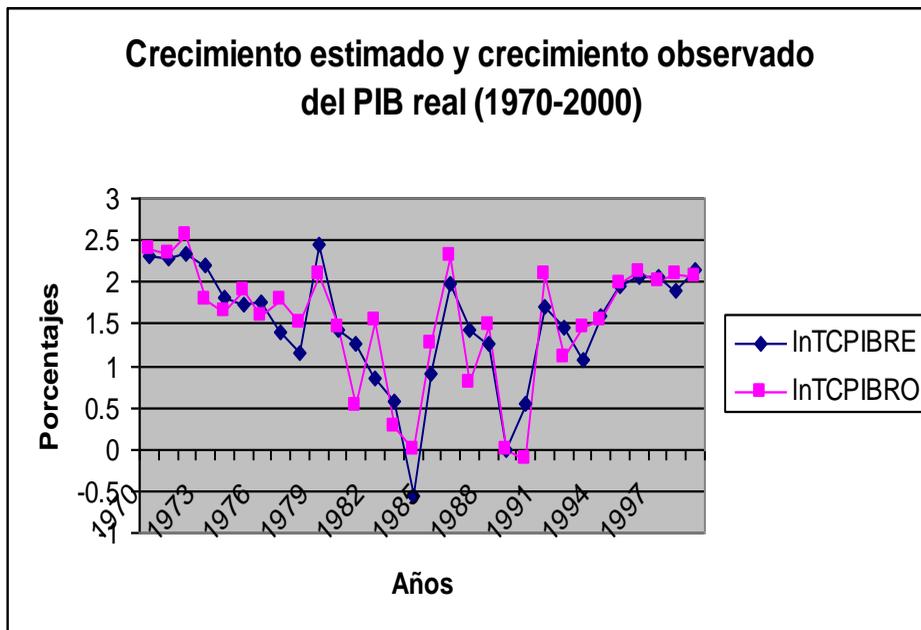
El  $r^2$  indica que el 69.8% de las variaciones de la variable dependiente (crecimiento del PIB real) viene explicado por la variable independiente (crecimiento del valor del sector servicio).

La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 26 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 26} = 4.23$ , obviamente inferior a la F calculada (60.005), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente.

Existe una fuerte correlación positiva (0.835) entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1 y 3.672) expresan magnitudes relativamente bajas. El estadístico Durbin Watson (2.755) se encuentra en la vecindad de 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación. Estamos frente a un ajuste adecuado, como se puede advertir en el gráfico que presentamos a continuación:

Gráfico 73



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

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 dominicana, medida por el peso específico de las exportaciones, de las importaciones o la suma de ambas en el PIB (véase el cuadro 158), 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.

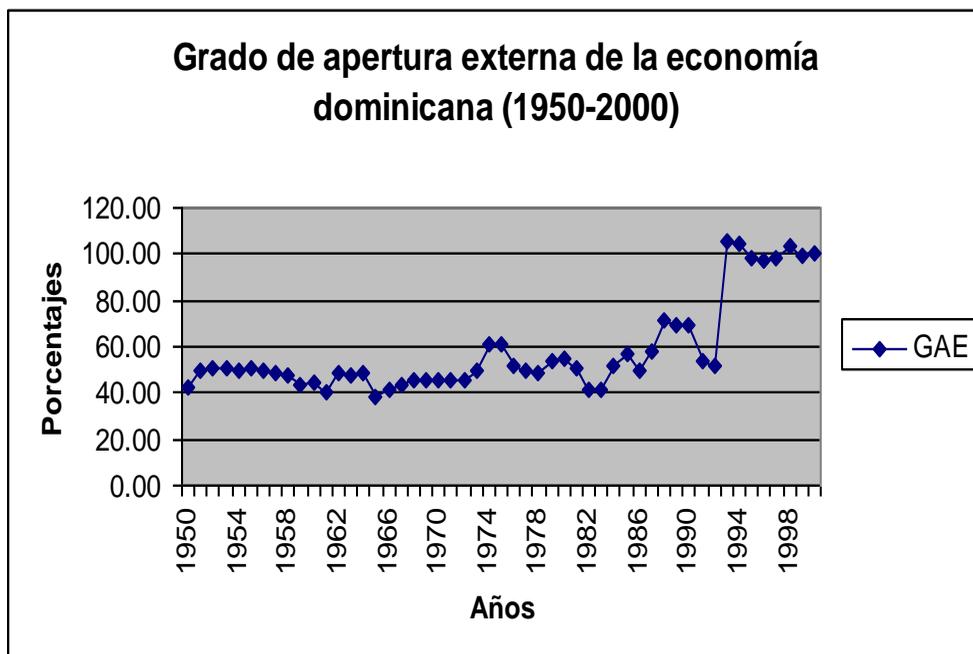
**Cuadro 158**  
**Apertura comercial de la economía dominicana (1950-2000)**

<b>Años</b>	<b>PIB real</b>	<b>Grado de apertura (%)</b>	<b>Crecimiento PIB real (%)</b>	<b>Crecimiento de la apertura (%)</b>
1950	547.6	42.80	-	-
1951	606.5	49.71	10.76	16.13
1952	657.6	50.41	8.43	1.41
1953	649.8	50.40	-1.19	-0.02
1954	687.2	49.14	5.75	-2.50
1955	730.9	51.12	6.36	4.02
1956	802.2	50.15	9.76	-1.89
1957	851.9	48.73	6.20	-2.84
1958	897.9	47.54	5.40	-2.43
1959	915.4	43.22	1.94	-9.10
1960	919.6	44.15	0.46	2.16
1961	905.8	40.84	-1.49	-7.50
1962	1,058.8	48.78	16.89	19.46
1963	1,122.0	47.34	5.96	-2.95
1964	1,188.4	48.81	5.93	3.10
1965	1,049.4	38.67	-11.70	-20.78
1966	1,177.9	40.91	12.25	5.80
1967	1,216.0	42.99	3.24	5.07
1968	1,203.2	45.68	-1.05	6.26
1969	1,310.2	45.49	8.89	-0.41
1970	1,485.5	45.88	13.38	0.86
1971	1,647.0	45.72	10.87	-0.36
1972	1,818.2	45.92	10.39	0.45
1973	2,052.7	49.53	12.90	7.87
1974	2,175.9	60.59	6.00	22.32
1975	2,288.9	61.11	5.19	0.86
1976	2,442.9	51.47	6.73	-15.78
1977	2,564.6	49.35	4.98	-4.12
1978	2,619.5	48.11	6.04	-2.51
1979	2,738.2	53.79	4.50	11.81
1980	2,956.4	54.41	8.00	1.15
1981	3,082.9	50.62	4.30	-6.98
1982	3,135.3	41.07	1.70	-18.85
1983	3,280.4	41.34	4.60	0.65
1984	3,321.5	51.74	1.30	25.16
1985	3,251.0	57.00	-2.10	10.15
1986	3,365.5	49.43	3.50	-13.28
1987	3,706.0	58.06	10.10	17.46

Años	PIB real	Grado de apertura (%)	Crecimiento PIB real (%)	Crecimiento de la apertura (%)
1988	3,785.9	71.35	2.20	22.90
1989	3,952.5	69.47	4.40	-2.63
1990	3,736.9	69.20	-5.50	-0.39
1991	3,772.2	54.00	0.90	-21.96
1992	4,073.1	52.10	8.00	-3.53
1993	4,193.6	105.56	3.00	102.63
1994	4,375.0	104.14	4.30	-1.35
1995	4,579.3	98.46	4.70	-5.45
1996	4,907.4	97.15	7.20	-1.33
1997	5,307.6	98.32	8.20	1.20
1998	5,702.0	103.06	7.40	4.82
1999	6,166.7	99.25	8.10	-3.69
2000	6,644.9	100.07	7.80	0.83

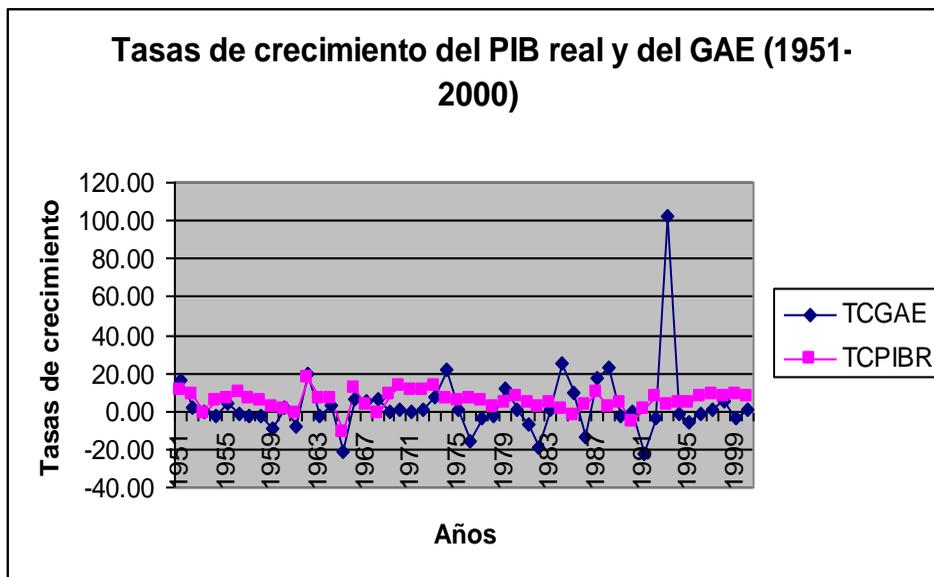
Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

Grafico 74



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

Grafico 75



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

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.

$$\text{PIBR}^* = a + b\text{GAE}^*$$

Donde:

PIBR\* = crecimiento del producto bruto interno real;

GAE\* = crecimiento del grado de apertura externa;

a = intercepto;

b = coeficiente de la pendiente;

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 <sup>2</sup> = 0.018
6) Coeficiente correlación de Pearson	r = 0.134
7) Grados de libertad	g de l = 48
8) Test de la F de Fisher	F <sub>1, 48</sub> = 1.254
9) Índice de condición	I.C. = (1 y 1.176)
10) Durbin Watson	DW = 1.872

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 7.315 es cero. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es prácticamente 0.000; de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional no es igual a cero; es 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 0.937 es 0.354. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es 0.354, ó sea, 3,540 por 10,000 casos, que es muy alta, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es cero; queda aceptada la hipótesis nula.

El r<sup>2</sup> indica que el 1.8% de las variaciones de la variable dependiente (crecimiento del PIB real) vienen explicadas por la variable independiente (crecimiento del grado de apertura de la economía).

La razón de varianza, F, para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 48 en el denominador) para 95% de nivel de confianza,

arrojó un valor de  $F_{1, 48} = 4.048$ , obviamente superior a la  $F$  obtenida (1.254), por lo que queda aceptada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente.

Existe una débil correlación positiva (0.134) entre las variables involucradas en el modelo.

Es muy obvio que las variaciones porcentuales del GAE, en el período 1950-2000 no ha ejercido una influencia digna de tomar en cuenta en el crecimiento económico dominicano.

Claro, no quiere decir ello, que el grado de apertura acaso no tenga influencia alguna sobre el producto agregado. Esta última conclusión carece de fundamentación empírica. Es más, de acuerdo a la regresión lineal relacionadas con las variables PIB (variable dependiente), grado de apertura de la economía (variable independiente), los estadísticos arrojados son significativos:  $r^2 = 0.657$ ,  $r = 0.81$ ,  $F = 93.702$  y los coeficientes estimados, resultaron significativos al calor de pruebas de hipótesis nula, en base a la distribución  $t$ . Pero este no es nuestro objeto de investigación. Lo que deseamos demostrar es el impacto del cambio en el coeficiente de apertura de la economía dominicana, sobre el cambio del producto agregado, que ha sido imperceptible, según los resultados econométricos discutidos arriba.

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 <sup>2</sup> = 0.003
6) Coeficiente correlación de Pearson	r= 0.059
7) Grados de libertad	g de l= 48
8) Test de la F de Fisher	F <sub>1, 48</sub> = 0.167
9) Índice de condición	I.C. = (1 y 6.092)
10) 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 desarrollado, se ha ido convirtiendo en un sofisma, en un subterfugio, mediante el cual organismos internacionales, presionan a dichos países para que abran sus economías, y las expongan ante naciones con economías de alta competitividad estructural. Jorge Schvarzer,<sup>29</sup> 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).

**Incidencia de la inversión extranjera.** También el crecimiento económico dominicano, sobre todo en el decenio de los noventa del siglo XX, se supone estuvo influenciado por el influjo de capitales. Específicamente en el lapso 1991-1993, la República Dominicana sufrió

<sup>29</sup> Schvarzer, Jorge (2004): “La apertura económica, el comercio mundial y los bloques regionales”. CESPAS/Universidad de Buenos Aires; Internet: [www.uned.es/emma/schvarzer](http://www.uned.es/emma/schvarzer). PDF, consultado el 9 de junio de 2007.

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 (cuadro 159).

**Cuadro 159**  
**Inversión extranjera directa en la República Dominicana (1950-2000)**

<b>Año</b>	<b>PIB real</b>	<b>Cre- ci- mien- to PIB real (%)</b>	<b>IED (US\$)</b>	<b>IED (RD\$)</b>	<b>IEDR</b>	<b>Cre- ci- mien- to de la IEDR</b>	<b>IEDR/ PIBR</b>
1950	547.6	-	0.3	0.30	0.83	-	0.15
1951	606.5	10.76	5.8	5.80	14.29	1,628.57	2.36
1952	657.6	8.43	2.3	2.30	5.25	-63.24	0.80
1953	649.8	-1.19	-6.7	-6.70	-15.47	-394.67	-2.38
1954	687.2	5.75	6.5	6.50	14.19	-191.72	2.06
1955	730.9	6.36	13.0	13.00	26.75	88.48	3.66
1956	802.2	9.76	0.4	0.40	0.75	-97.20	0.09
1957	851.9	6.20	29.9	29.90	52.64	6,940.71	6.18
1958	897.9	5.40	20.6	20.60	34.39	-34.67	3.83
1959	915.4	1.94	17.5	17.50	29.02	-15.61	3.17
1960	919.6	0.46	-4.0	-4.00	-6.56	-122.59	-0.71
1961	905.8	-1.49	3.2	3.20	5.37	-181.88	0.59

## Linares

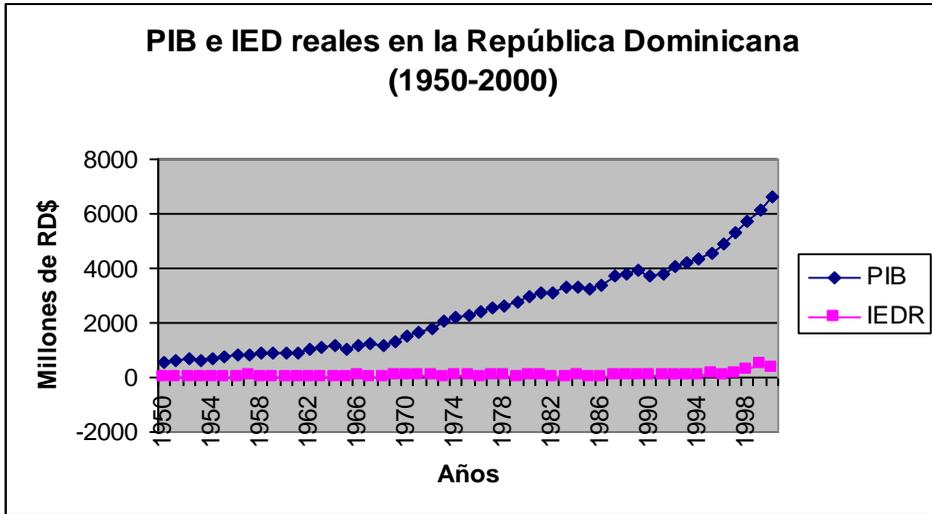
<b>Año</b>	<b>PIB real</b>	<b>Cre- ci- mien- to PIB real (%)</b>	<b>IED (US\$)</b>	<b>IED (RD\$)</b>	<b>IEDR</b>	<b>Cre- ci- mien- to de la IEDR</b>	<b>IEDR/ PIBR</b>
1962	1,058.8	16.89	-7.3	-7.30	-10.47	-295.07	-0.99
1963	1,122.0	5.96	-10.2	-10.20	-13.73	31.08	-1.22
1964	1,188.4	5.93	11.5	11.50	14.52	-205.77	1.22
1965	1,049.4	-11.70	-8.1	-8.10	-11.67	-180.38	-1.11
1966	1,177.9	12.25	32.7	32.70	41.55	-456.00	3.53
1967	1,216.0	3.24	16.6	16.60	20.42	-50.86	1.68
1968	1,203.2	-1.05	23.0	23.00	28.22	38.21	2.35
1969	1,310.2	8.89	40.9	45.81	50.67	79.56	3.87
1970	1,485.5	13.38	71.6	82.34	82.34	62.50	5.54
1971	1,647.0	10.87	65.0	74.10	73.23	-11.06	4.45
1972	1,818.2	10.39	68.6	76.83	70.29	-4.02	3.87
1973	2,052.7	12.90	34.5	38.99	34.13	-51.45	1.66
1974	2,175.9	6.00	53.6	61.10	45.44	33.16	2.09
1975	2,288.9	5.19	63.9	75.40	47.95	5.52	2.09
1976	2,442.9	6.73	26.7	32.04	19.81	-58.69	0.81
1977	2,564.6	4.98	71.5	87.23	48.77	146.21	1.90
1978	2,619.5	6.04	63.6	79.50	43.99	-9.81	1.68
1979	2,738.2	4.50	17.1	20.86	10.39	-76.38	0.38
1980	2,956.4	8.00	92.7	116.80	51.07	391.62	1.73
1981	3,082.9	4.30	79.7	102.02	41.60	-	1.35
1982	3,135.3	1.70	-1.4	-2.04	-0.78	-	-0.02
1983	3,280.4	4.60	48.2	77.12	27.44	-	0.84
1984	3,321.5	1.30	68.5	193.86	55.54	3,639.51	1.67
1985	3,251.0	-2.10	36.2	112.94	23.38	-	0.72
1986	3,365.5	3.50	50.0	145.50	27.54	57.89	0.82
1987	3,706.0	10.10	89.0	341.76	56.53	17.77	1.53

## Tesis Doctoral (Cuarto Volumen)

Año	PIB real	Cre- ci- mien- to PIB real (%)	IED (US\$)	IED (RD\$)	IEDR	Cre- ci- mien- to de la IEDR	IEDR/ PIBR
1988	3,785.9	2.20	106.1	652.52	75.20	33.02	1.99
1989	3,952.5	4.40	110.0	766.70	71.48	-4.94	1.81
1990	3,736.9	-5.50	132.8	1,478.06	91.59	28.13	2.45
1991	3,772.2	0.90	145.0	1,986.50	77.79	-	2.06
1992	4,073.1	8.00	179.7	2,294.77	82.94	6.62	2.04
1993	4,193.6	3.00	189.3	2,400.32	82.64	-	1.97
1994	4,375.0	4.30	206.8	2,723.56	86.62	4.81	1.98
1995	4,579.3	4.70	414.3	5,634.48	158.99	83.56	3.47
1996	4,907.4	7.20	96.5	1,328.81	35.56	-	0.72
1997	5,307.6	8.20	420.6	6,001.96	148.26	316.89	2.79
1998	5,702.0	7.40	699.8	10,685.95	251.81	69.84	4.42
1999	6,166.7	8.10	1,337.8	21,444.93	474.62	88.49	7.70
2000	6,644.9	7.80	952.9	15,417.92	316.76	-	4.77

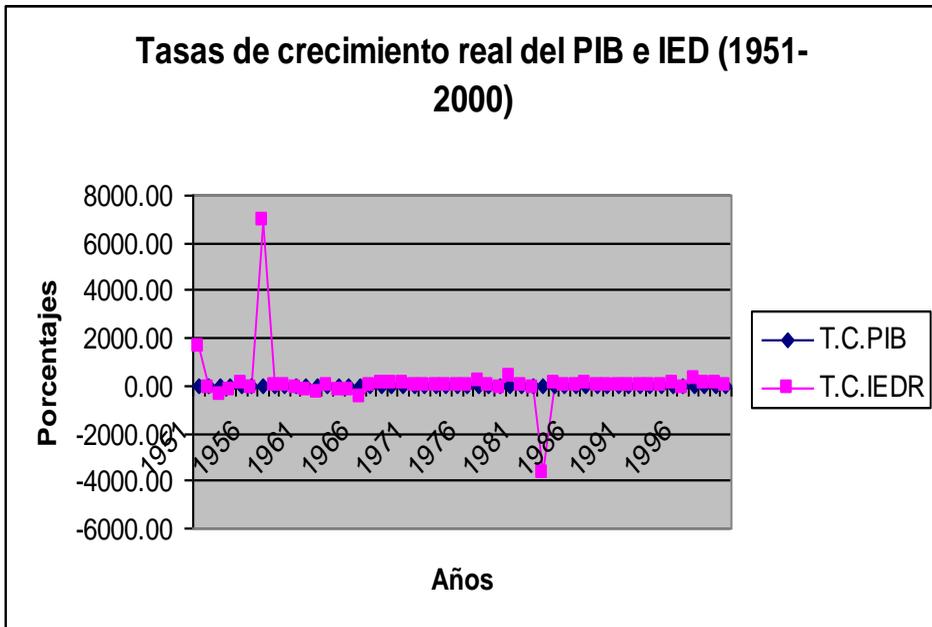
Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

**Gráfico 76**



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

**Gráfico 77**



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

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 <sup>2</sup> = 0.005
6) Coeficiente correlación de Pearson	r = 0.07
7) Grados de libertad	g de l = 49
8) Test de la F de Fisher	F <sub>1, 48</sub> = 0.265
9) Índice de condición	IC = (1 y 1.07)
10) Durbin Watson	DW = 1.903

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 debía 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).

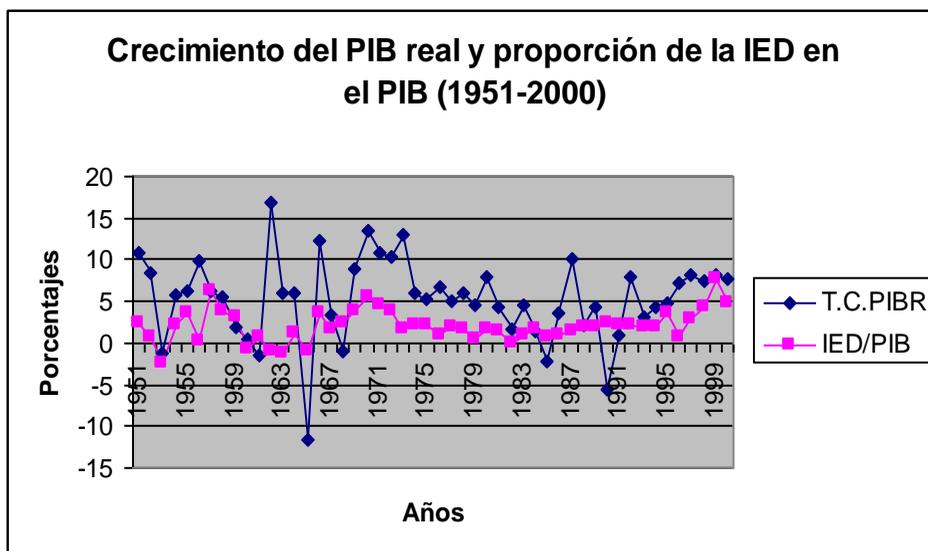
1) Ecuación lineal estimada	$\ln\text{PIBR} = \ln 6.155 + 0.414 \ln \text{IEDR}$
2) Error estándar estimado	ee= (0.235) (0.061)
3) Valores t estimados	t= (26.243) (6.781)
4) Valores p estimados	p= (0.000) (0.000)
5) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.517$
6) Coeficiente correlación de Pearson	r= 0.719
7) Grados de libertad	g de l= 43
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 43} = 45.988$
9) Índice de condición	IC= (1 y 6.058)
10) 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.

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 (...)”<sup>30</sup>

<sup>30</sup> 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.

Gráfico 78



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

Siguiendo las orientaciones precisadas arriba, obtuvimos los siguientes resultados, 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 determinación	$r^2 = 0.123$
6) Coeficiente correlación de Pearson	r= 0.35
7) Grados de libertad	g de l= 48
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 48} = 6.712$
9) Índice de condición	IC= (1 y 2.509)
10) Durbin Watson	DW= 1.946

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 3.625 es 0.001. 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 0.001, que equivale prácticamente a cero (0); de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es distinto a cero; es 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 2.589 es (0.013). 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 130, por cada 10,000 casos, que es baja; de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula. Ambos coeficientes son significativos.

De hecho, los coeficientes (3.502 y 0.905) obtenidos de la ecuación de regresión, fueron sometidos a prueba de hipótesis nula, en base a la distribución  $t$ , en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 48 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.013$ . Los  $t$  estimados, caen fuera de la zona de aceptación de la hipótesis nula; ambos coeficientes son significativos.

El hecho de que el coeficiente de la pendiente arrojara un valor positivo, posee una singular importancia, pues indica una correlación positiva entre ambas variables, como debe ser; al mismo tiempo, siendo 0.905, significa que por un cambio de 1% en la proporción IED/PIBR, el producto agregado cambia en 0.905%.

El  $r^2$  indica que el 12.3% de las variaciones de la variable dependiente (crecimiento del PIB real) viene explicado por la variable independiente (proporción IED/PIBR).

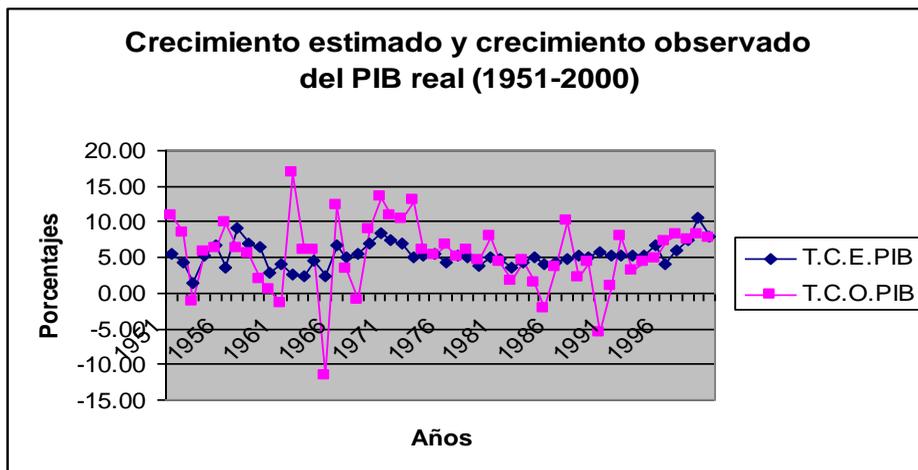
La razón de varianza,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 48 en el denominador) para 95% de nivel de confianza,

arrojó un valor de  $F_{1, 48} = 4.048$ , obviamente inferior a la  $F$  calculada (6.712), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente.

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1 y 2.509) expresan magnitudes relativamente bajas. El estadístico Durbin Watson (1.946) se encuentra en la vecindad de 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

De todos modos, como se puede ver en el gráfico que presentamos a continuación, el ajuste no es muy adecuado. Y, ¿cómo puede ser adecuado un ajuste, en el cual interviene un coeficiente de determinación de apenas 12.3%?

**Gráfico 79**



**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

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	$\ln\text{PIBR}^* = \ln 1.696 + 0.073 \ln \text{IED}/\text{PIBR}$
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 determinación	$r^2 = 0.01$
6) Coeficiente correlación de Pearson	r= 0.10
7) Grados de libertad	g de l= 38
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 48} = 0.385$
9) Índice de condición	IC= (1 y 2.138)
10) Durbin Watson	DW= 1.738

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 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 fueron los siguientes:

1) Ecuación lineal estimada	$\text{PIBR}^* = 3.481 + 0.146 \text{FBKF}^* + 0.633 \text{IEDR}/\text{PIBR} - 0.015 \text{GAE}$			
2) Error estándar estimado	ee= (1.416)	(0.019)	(0.255)	(0.024)
3) Valores t estimados	t= (2.459)	(7.602)	(2.486)	(-0.637)
4) Valores p estimados	p= (0.018)	(0.000)	(0.017)	(0.527)

5) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.613$
6) Coeficiente correlación de Pearson	$r = 0.783$
7) Grados de libertad	g de l = 46
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 46} = 24.246$
9) Índice de condición	IC = (1; 1.943; 2.99 y 7.51)
10) Durbin Watson	DW = 1.874

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 2.459 es 0.018. 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 0.018, que equivale a 180 por cada 10,000 casos, de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es distinto a cero; respecto a los coeficientes pertenecientes a las variables crecimiento de la FBKF y proporción de la IED respecto al PIB, resultan estadísticamente significativos, al contrastar la prueba de hipótesis nula, siendo los t estimados 7.602 y 2.486, respectivamente, con probabilidades de ocurrencia bastantes bajas; en ambos casos dicha hipótesis fue rechazada, aunque queda aprobada para el coeficiente de la variable GAE, puesto que la probabilidad de ocurrencia es muy elevada, en la verificación de la hipótesis nula.

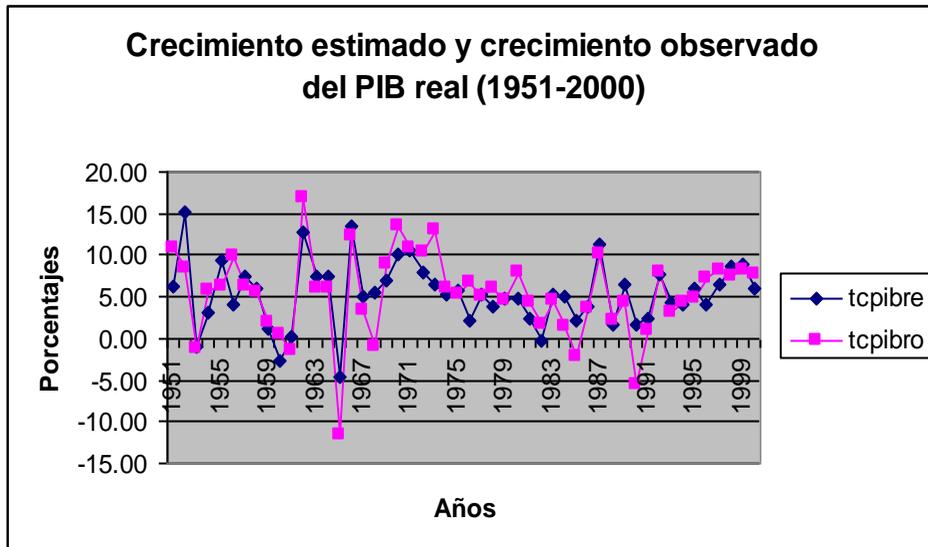
El coeficiente de la FBKF, es 0.146, indicando que si ésta variable independiente cambia en 1% (manteniendo constantes las demás variables independientes), el producto lo hará en 0.146%. El coeficiente de la IEDR/PIBR, es 0.633, que significa un aumento de 0.633%, en el producto, al cambiar dicha variable independiente en 1%, pero manteniendo constantes las demás.

El  $R^2$  indica que el 61.3% de las variaciones de la variable dependiente (crecimiento del PIB real) viene explicado por las variables independientes.

La razón de varianza,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 46 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 46} = 4.056$ , obviamente inferior a la  $F$  calculada (24.246), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de las variables independientes sobre la dependiente.

Por otra parte, solamente hay problemas de multicolinealidad, respecto a los valores de la variable GAE, según los índices de condición. El estadístico Durbin Watson se encuentra en la vecindad de 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación. Estamos frente a un buen ajuste, como se puede observar en el siguiente gráfico:

**Gráfico 80**



**Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).**

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.

$$\text{PIBR}^* = \alpha \text{FBKF}^{*\beta} (\text{IED}/\text{PIB})^{*\gamma} (\text{X}+\text{M}/\text{PIB})^{*\psi}$$

donde

$\text{PIBR}^*$  = crecimiento del producto interno bruto real;

$\text{FBKF}^*$  = crecimiento de la formación bruta de capital fijo;

$(\text{IED}/\text{PIB})^*$  = crecimiento de la proporción de la inversión extranjera directa con respecto al producto;

$(\text{X}+\text{M}/\text{PIB})^*$  = crecimiento del grado de apertura externa de la economía;

$\alpha$  = constante;

$\beta$  = elasticidad del producto con respecto al crecimiento de la FBKF;

$\gamma$  = elasticidad del producto con respecto al crecimiento de la proporción IED/PIB;

$\psi$  = elasticidad del producto con respecto al crecimiento del grado de apertura externa.

En esta función,  $\text{PIBR}^* = \alpha \text{FBKF}^{*\beta} (\text{IED}/\text{PIB})^{*\gamma} (\text{X}+\text{M}/\text{PIB})^{*\psi}$ , 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  $\text{LnPIBR}^* = \ln \alpha + (\beta) \ln \text{FBKF}^* + (\gamma) \ln (\text{IED}/\text{PIB})^* + (\psi) \ln (\text{X}+\text{M}/\text{PIB})^*$ .

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	$\ln\text{PIBR}^* = \ln 1.414 + 0.335 \ln \text{FBKF}^* + 0.082 \ln(\text{IEDR}/\text{PIBR})^* - 0.122 \ln \text{GAE}^*$			
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 determinación	$R^2 = 0.293$			
6) Coeficiente de 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) Índice de condición	IC= (1, 2.588, 8.336 y 36.561)			
10) Durbin Watson	DW= 1.78			

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 1.275 es 0.212. 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 0.212, que equivale a 2,120 por cada 10,000 casos, probabilidad que es muy alta; de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es igual a cero;

respecto a los coeficientes pertenecientes a las variables formación de capital, proporción de la IED respecto al PIB y el grado de apertura externa, carecen significación estadística los dos últimos, sin embargo, el primero sí la posee. Estas conclusiones las extraemos al contrastar los  $t$  estimados con la probabilidad de ocurrencia de la hipótesis nula.

En la función estimada,  $\beta$ , equivale a 0.335, y representa la elasticidad parcial del producto agregado, con respecto a la formación de capital, es decir mide el cambio porcentual en la producción (0.335%) debido, a una variación del 1% en dicho factor, manteniendo constantes los demás factores.

De la misma manera,  $\gamma$ , que equivalente a 0.082, es la elasticidad parcial del producto agregado con respecto a la variable IED/PIB, mide el cambio porcentual en la producción (0.082%) debido, a una variación del 1% en dicho factor, manteniendo constantes a las demás variables independientes.

Finalmente,  $\psi$ , que equivalente a -0.122, es la elasticidad parcial del producto agregado con respecto a la variable GAE/PIB, mide el cambio porcentual en la producción (-0.122%) debido, a una variación del 1% en dicho factor, manteniendo constantes a las demás variables independientes. De conformidad con el signo negativo del coeficiente estimado, para la variable GAE, en la medida que la economía se abre, en un 1%, el producto agregado se reduce en 0.122%.

El  $R^2$  indica que el 29.3% de las variaciones de la variable dependiente (crecimiento del PIB real) viene explicado por las variables independientes.

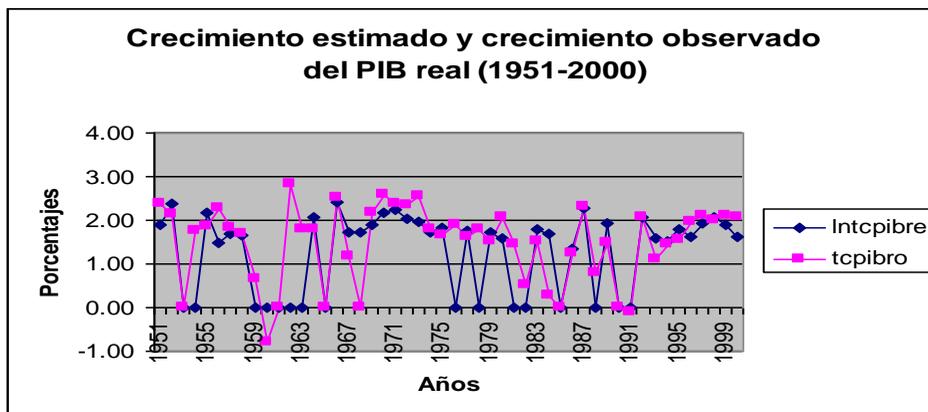
La razón de varianza,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 29 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 29} = 4.185$ , obviamente ligeramente superior a la  $F$  calculada (4.013), por lo que queda aceptada la hipótesis de ausencia de influencia de las variables independientes sobre la dependiente. En este resultado, probablemente estuvo influido por el enorme peso ejercido por

la variable grado de apertura externa, cuya significación estadística pudimos comprobar, en el período bajo estudio, estuvo en el subsuelo.

Por otra parte, en lo que concierne a la multicolinealidad, el IC alcanzó cifras elevadas para los valores de la mayoría de las variables involucradas en el modelo, excepto la FBKF; en cambio, el estadístico Durbin Watson se encuentra en la vecindad de 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

El ajuste logrado se puede ver con más claridad en el gráfico que abajo exponemos.

**Gráfico 81**



**Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).**

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.

Los resultados fueron los siguientes:

1) Ecuación lineal estimada	$\ln \text{PIBR}^* = \ln 0.827 + 0.35 \ln \text{FBKF}^* + 0.073 \ln(\text{IEDR}/\text{PIBR}) + 0.014 \ln \text{GAE}$
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 de 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) Índice de condición	IC = (1, 2.588, 8.336 y 36.561)
10) Durbin Watson	DW = 1.78

Las variables con asteriscos representan tasas de variación. Veamos la 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 1.041 es 0.307. 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 0.307, que equivale a 3,070 por cada 10,000 casos, probabilidad que es muy alta; de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es igual a cero, se acepta la hipótesis

nula; respecto a los coeficientes pertenecientes a las variables FBKF, proporción de la IED respecto al PIB y el grado de apertura externa, tienen significación estadística los dos primeros, sin embargo, el segundo, carece de significación. Estas conclusiones las extraemos al contrastar los  $t$  estimados con la probabilidad de ocurrencia de la hipótesis nula.

$\beta$  en la función estimada equivale a 0.35, y representa la elasticidad parcial del producto agregado, con respecto al factor FBKF, es decir mide el cambio porcentual en la producción (0.35%) debido, a una variación del 1% en dicho factor, manteniendo constantes los demás factores.

De la misma manera,  $\gamma$ , que equivale a 0.073, es la elasticidad parcial del producto agregado con respecto a la variable IED/PIB, mide el cambio porcentual en la producción (0.073%) debido, a una variación del 1% en dicho factor, manteniendo constantes a las demás variables independientes.

Finalmente,  $\psi$ , que equivale a 0.014, es la elasticidad parcial del producto agregado con respecto a la variable GAE, mide el cambio porcentual en la producción (0.014%) debido, a una variación del 1% en dicho factor, manteniendo constantes a las demás variables independientes.

El  $R^2$  indica que el 28.6% de las variaciones de la variable dependiente (crecimiento del PIB real) viene explicado por las variables independientes.

La razón de varianza,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 29 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 29} = 4.185$ , obviamente ligeramente superior a la  $F$  calculada (3.866), por lo que queda aceptada la hipótesis de ausencia de influencia de las variables independientes sobre la dependiente. En este resultado, probablemente estuvo influido por la poca incidencia en el crecimiento de la economía, por parte de las variables IED/PIB y el GAE.

Por otra parte, en lo que concierne a la multicolinealidad, el IC alcanzó cifras elevadas para los valores de la mayoría de las variables involucradas en el modelo, excepto la FBKF; en cambio, el estadístico Durbin Watson se encuentra en la vecindad de 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

Los elementos cuantitativos tratados en el acápite, que acabamos de agotar, referido al crecimiento real de la economía, confirman una incidencia significativa de la tasa de variación de la formación de capital, en primer lugar; de la tasa de crecimiento de la población ocupada, en segundo lugar. Se confirmó que el crecimiento de la IED y del grado de apertura externa, no ejercen influencia alguna en dicho crecimiento. Para adornar esta conclusión cruda, fue necesario acudir a una variable *proxy*: IED/PIB y GAE/PIB, y aun así esta última no mostró incidencia alguna.

**Crecimiento y medio ambiente.** Analicemos ahora, el impacto del crecimiento sobre el medio ambiente. El crecimiento económico, según se desprende de nuestra investigación, respecto al medio ambiente dominicano, que está compuesto por los recursos naturales renovables y no renovables, el suelo, el agua, el aire y la atmósfera, lo ha atacado ferozmente.

Esa cruda realidad, es un problema mundial. Señalaba la Tercera Cumbre Iberoamericana de Jefes de Estado y de Gobierno, lo siguiente: *“En las postrimerías del siglo XX ya se ha ocupado la mayor parte de la superficie utilizable de nuestro planeta. Al mismo tiempo los impactos ambientales del crecimiento económico y poblacional ponen en evidencia que la capacidad de carga de los ecosistemas no es ilimitada, y que la economía y la ecología están estrechamente vinculadas. Ignorar uno de los ejes de la ecuación significa poner en peligro el otro. El período iniciado al finalizar la Segunda Guerra Mundial ha sido, sin duda, el de mayor y más sostenido crecimiento económico de la historia. Sin embargo, durante este medio siglo se han agudizado el deterioro ambiental y la degradación de los recursos naturales, así como los problemas de pobreza y subdesarrollo; todo ello muestra los defectos de un modelo de desarrollo inadecuado y de los límites del concepto de*

*crecimiento económico como estrategia única para lograr el progreso social. La pobreza y la degradación de los recursos ya no pueden ser vistos como fenómenos aislados; deben ser consideradas como las manifestaciones sociales y ecológicas de un enfoque incapaz de valorizar adecuadamente los recursos básicos de toda sociedad: sus recursos humanos y naturales”.*<sup>31</sup> (Comillas y cursiva son nuestras).

En América Latina, “(...) *En términos generales, las causas de la creciente contaminación de aire, suelo y agua que experimenta la región y sus consecuencias sobre la salud están asociadas al proceso de urbanización no planificada y a la agricultura. El considerable crecimiento urbano ha hecho que una gran proporción de la población de la región sufra las consecuencias del empeoramiento en la calidad del aire, de la contaminación por residuos sólidos y peligrosos, del deterioro de las zonas costeras y de la contaminación del agua (...)*”<sup>32</sup> (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

Los indicadores medioambientales en la República Dominicana, en los campos agrícola e industrial, confirman claramente las aseveraciones formuladas más arriba (véase el cuadro 160).

**Cuadro 160**  
**Indicadores de medio ambiente en la República Dominicana (1970-1999)**

<b>Renglón</b>	<b>1970-1979</b>	<b>1980-1989</b>	<b>1990-1995</b>
Consumo de fertilizantes (Millones de TM).	66.84	60.27	92.73
Emisiones industriales de CO <sub>2</sub> (miles de kt)	5.39	7.93	10.84

**Fuente: Indicadores de Desarrollo Humano Mundial. Banco Mundial, 1998.**

Los suelos fueron degradados, principalmente en las zonas agropecuarias, mediante la deforestación y la agricultura de “conuco”; los bosques también fueron atacados, ya para el 1984 solamente se tenía un 12% de la

<sup>31</sup> IICA (1993): “Agricultura y desarrollo sostenible”. Tercera Cumbre Iberoamericana de Jefes de Estado y de Gobierno. San José de Costa Rica, p. 17.

<sup>32</sup> CEPAL (2002): *La sostenibilidad del desarrollo en América Latina y el Caribe: desafíos y oportunidades*. Impreso en las Naciones Unidas, Santiago de Chile, p. 128.

superficie total del país de bosques húmedos; los ecosistemas terrestres se vieron afectados por la deforestación, destruyendo el hábitat de la diversidad biológica; la disponibilidad de agua fue afectada seriamente en los últimos años, por el aumento de la población, especialmente urbana, y el incremento de la actividad industrial; los ambientes costero-marinos han sido atacados por las construcciones no reglamentadas de hoteles e instalaciones turísticas; finalmente, nuestra atmósfera experimentó procesos de deterioro a causa de la aplicación generalizada de tecnologías revestidas de poca racionalidad en los campos agrícola e industrial.

Es muy palpable, que durante el período 1950-2000, la política ambiental dominicana ha estado matizada por la ausencia de un marco jurídico-legal que la integre coherentemente como parte indisoluble de la política económico-social dominicana. De hecho se han desarrollado de manera disociada, dando como resultado procesos de desarrollo contradictorios con la preservación del medio ambiente, colisionando directamente con la visión y el concepto de desarrollo sostenible, tornándose insustentables.<sup>33</sup> La protección del medio ambiente ha contado con un copioso legajo de leyes, decretos, normas y reglamentos, sin embargo han tenido una deficiente aplicación, por las debilidades del aparato judicial dominicano, las incapacidades institucionales y las limitaciones financieras y de presupuestos.

En el plano econométrico, trabajamos dos indicadores de medio ambiente: primero el consumo de fertilizantes en la agricultura dominicana, en el período 1980-1995; segundo, las emisiones industriales de CO<sub>2</sub>. El modelo econométrico usado, en ambos casos, fue de regresión lineal.

---

<sup>33</sup> *“La capacidad para atender a las necesidades de generaciones futuras incluye, implícitamente, los tres pilares sobre los que hoy día se levanta el edificio intelectual del desarrollo sostenible: el pilar económico (una utilización eficiente de recursos), el pilar social (cohesión y progreso social compartido) y el pilar ambiental (uso responsable de los recursos naturales)”*. (Pulido, A. -2003-: “Desarrollo sostenible un reto central para el pensamiento económico”. Revista española Estudios de Economía Aplicada. Vol. 21-2, p. 204).

Resumen de los resultados arrojados por el modelo econométrico utilizado:

a) Consumo de fertilizantes en la agricultura dominicana

1) Ecuación lineal estimada	CF= 42.26 + 3.551Tiempo
2) Error estándar estimado	ee= (4.248) (0.439)
3) Valores t estimados	t= (9.949) (8.083)
4) Valores p estimados	p= (0.000) (0.000)
5) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.824$
6) Coeficiente correlación de Pearson	r= 0.908
7) Grados de libertad	g de l= 14
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 14} = 65.367$
9) Índice de condición	IC= (1 y 3.942)
10) Durbin Watson	DW= 1.878

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 9.949 es cero (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 prácticamente cero, de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es diferente 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 8.083 es cero (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 prácticamente cero, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula, igualmente.

De hecho, los coeficientes (42.26 y 3.551) obtenidos de la ecuación de regresión, resultaron estadísticamente significativos, si además los sometemos a una prueba de hipótesis nula, de dos colas, en base a la distribución t, con un nivel de confianza de 95% y 14 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.145$ , que es inferior a los valores de t

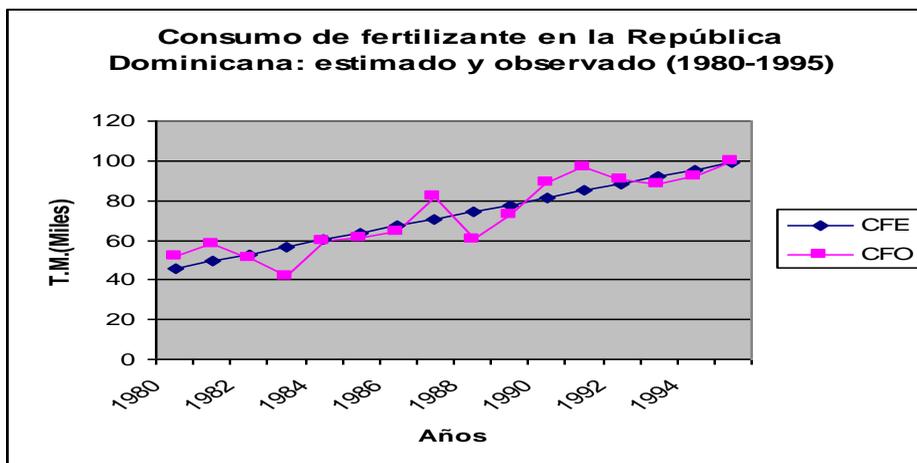
estimados, los cuales caen fuera de la región de aceptación; queda rechazada la hipótesis nula.

El  $r^2$  indica que el 82.4% de las variaciones de la variable dependiente (utilización de fertilizantes en la agricultura dominicana) vienen explicadas por la variable independiente (factor tiempo).

La razón de varianza,  $F$ , 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  $F$  estimada, por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente (factor tiempo) sobre la dependiente (utilización de fertilizantes). Finalmente existe una fuerte correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo (0.908)

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1 y 3.942), representan magnitudes relativamente bajas. El estadístico Durbin Watson (1.878) está próximo a 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación. Estamos frente a buen ajuste como se puede comprobar en el gráfico siguiente:

**Gráfico 82**



**Fuente: Banco Mundial. Nota: CFE, consumo estimado de fertilizantes; CFO, consumo observado de fertilizantes.**

b) Emisiones industriales de CO<sub>2</sub>

1) Ecuación lineal estimada	EICO <sub>2</sub> = 5.638 + 0.398Tiempo
2) Error estándar estimado	ee= (0.294) (0.03)
3) Valores t estimados	t= (19.145) (13.068)
4) Valores p estimados	p= (0.000) (0.000)
5) Coeficiente de determinación	r <sup>2</sup> = 0.92
6) Coeficiente correlación de Pearson	r= 0.96
7) Grados de libertad	g de l= 14
8) Test de la F de Fisher	F <sub>1, 14</sub> = 170.774
9) Índice de condición	IC=(1 y 3.942)
10) Durbin Watson	DW= 1.817

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 19.145 es cero (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 prácticamente cero, de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es diferente 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 13.068 es cero (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 prácticamente cero, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula, igualmente.

De hecho, los coeficientes (5.638 y 0.398) obtenidos de la ecuación de regresión, resultaron estadísticamente significativos. Ambos fueron sometidos a prueba de hipótesis nula, en base a la distribución t, en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 14 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.145$ , que es inferior a los

valores de  $t$  estimados, los cuales caen fuera de la región de aceptación. Son estadísticos significativos, sin dudas.

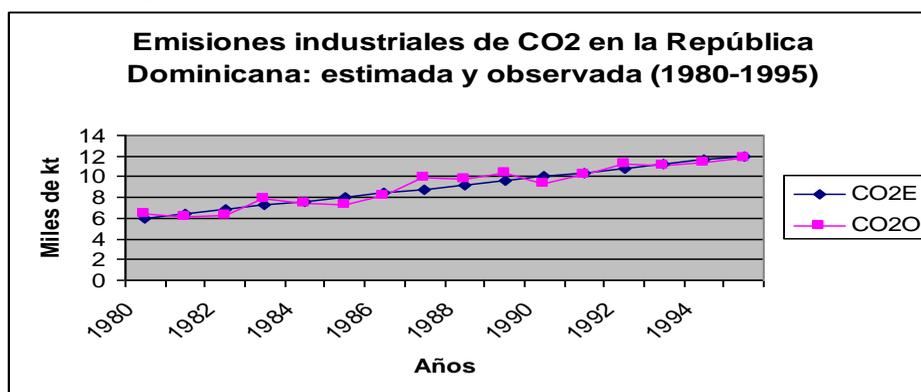
El  $r^2$  indica que el 92% de las variaciones de la variable dependiente (emisiones industriales de  $\text{CO}_2$ ) vienen explicadas por la variable independiente (factor tiempo); es un valor bastante representativo. La razón de varianza,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el 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  $F$  calculada, por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente.

Finalmente, existe una fuerte correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1 y 3.942) son menores que 15. El estadístico Durbin Watson (1.817) está próximo a 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

Estamos frente a buen ajuste, como se puede advertir en el gráfico que exponemos a continuación:

**Gráfico 83**



**Fuente: Banco Mundial.**

**Nota:  $\text{CO}_2\text{E}$ ,  $\text{CO}_2$  estimada;  $\text{CO}_2\text{O}$ ,  $\text{CO}_2$  observada.**

En lo que respecta a la proyección, la correspondiente al consumo de fertilizantes, en la agricultura dominicana, atestigua que para el año 2010 estaríamos triplicando la cantidad de miles de toneladas de dicho agroquímico, con relación al año 1980; mientras que las emisiones industriales de CO<sub>2</sub>, en el mismo período, también se estaría triplicando. Estas son malas noticias, que requieren la rápida adopción de políticas ambientales que vayan reduciendo estos indicadores (cuadros 161 y 162).

**Cuadro 161**  
**Proyección tendencial del consumo de fertilizantes en la agricultura dominicana (2001-2010)**

<b>Año</b>	<b>T.M.*</b>
2001	120.4
2002	123.9
2003	127.5
2004	131.0
2005	134.6
2006	138.1
2007	141.7
2008	145.2
2009	148.8
2010	152.3

**Fuente: Banco Mundial.**

**\*T.M., tonelada métrica.**

**Cuadro 162**  
**Proyección tendencial de emisiones industriales de CO<sub>2</sub> en la República Dominicana (2001-2010)**

<b>Año</b>	<b>Emisiones industriales (miles de kt)</b>
2001	14.4
2002	14.8
2003	15.2
2004	15.6
2005	16.0
2006	16.4
2007	16.8
2008	17.2
2009	17.6
2010	18.0

**Fuente: Banco Mundial.**

**Juicios críticos.** 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*.<sup>34</sup> Asimismo, la CEPAL ha puesto al descubierto la imposibilidad de mantener indefinidamente un crecimiento observado por encima del crecimiento económico con equilibrio externo (véase el cuadro 163).<sup>35</sup>

**Cuadro 163**  
**Elasticidad producto de las importaciones y crecimiento del producto en la República Dominicana (1950-1998)**

Período	Elasticidad del producto respecto de las importaciones	Crecimiento del producto con equilibrio externo	Crecimiento observado del Producto
1950-1980	1.17	2.9	5.7
1951-1981	1.17	3.1	5.6
1952-1982	1.17	1.5	5.3
1953-1983	1.18	1.4	5.2
1954-1984	1.21	2.1	5.3
1955-1985	1.19	1.0	5.0
1956-1986	1.22	1.6	5.0
1957-1987	1.80	1.1	4.9
1958-1988	1.71	0.6	4.8
1959-1989	1.76	1.1	4.8
1961-1991	1.67		4.6

<sup>34</sup> Véase a McCombie, J. (2003): “Balance-of-payments-constrained economic growth”. Postkeynesian economics. Printed in Great Britain, pp. 15-20.

<sup>35</sup> “... 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).

Período	Elasticidad del producto respecto de las importaciones	Crecimiento del producto con equilibrio externo	Crecimiento observado del Producto
1962-1992	1.24		
1963-1993	1.46 2.03	2.9	4.5
1964-1994	1.56 2.18	2.8	4.5
1965-1995	1.68 2.15	2.8	4.4
1966-1996	1.06 2.01	3.5	5.0
1967-1997	1.14 2.19	3.5	4.9
1968-1998	1.01 2.00	3.5	5.0

**Fuente: CEPAL.**

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”.<sup>36</sup>

Desde aquella perspectiva, el desarrollo puede concebirse como un proceso de expansión de las libertades reales de que disfrutaran 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.

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 facilitaría 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.<sup>37</sup>

Por otra parte, se nota que la República Dominicana no ha podido 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.

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 sostenible. Trujillo emprende la estrategia de industrialización sustitutiva,

---

<sup>36</sup> Sen, A. (2000): *Desarrollo y libertad*. Planeta, impreso en España, p. 16.

<sup>37</sup> Véase la obra citada de A. Sen, pp. 19-28.

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 desde una perspectiva independiente del capitalismo central, 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.<sup>38</sup>

A propósito de la importancia de que las estrategias de desarrollo sean coherentes, miren lo que dicen Dento, Geoffrey, Forsyth, Murriay y MacLennan, 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*

---

<sup>38</sup> 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.

*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 auto sostenido, 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, 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”.*<sup>39</sup> (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

---

<sup>39</sup> 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.

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 boschista de capitalismo tardío y a la propuesta baranista del carácter dispendioso e irracional del aparato productivo existente.<sup>40</sup>

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 (...)*”<sup>41</sup> (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 1950-2000. 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

---

<sup>40</sup> Véase las obras, *Capitalismo tardío en la República Dominicana* (J. Bosch) y *La economía política del crecimiento* (P. Baran).

<sup>41</sup> Baran, P. (1977): *La economía política del crecimiento*. FCE, México. Sexta reimpresión, p. 314.

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.

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 demolidores 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 en el período 1950-2000; 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 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 (...)*”<sup>42</sup> (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 muy diligente en propiciar la permanencia de tasas de interés activas, en el mercado monetario, prohibitivas para el desarrollo industrial.

---

<sup>42</sup> Katz, Jorge (2006): “Cambio estructural y capacidad tecnológica local”. Revista de la CEPAL 89; impresa en Santiago de Chile.

Si el Estado 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 fallido Estado 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, particularmente en el último decenio del siglo XX, 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, los cambios institucionales y el mejoramiento de la capacidad de organización de la producción, es tal la inercia promovida por el fallido Estado dominicano, que cuando se han dado pasos de avance en esos renglones, débense a cambios discontinuos paridos por explosiones de crisis. Y es que el Estado, antes que ejercen 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.

### **Resumen evaluativo del crecimiento económico dominicano.**

**SUSTENTACIÓN:** el crecimiento económico depende de la formación bruta de capital fijo e innovación tecnológica y de la incorporación de la fuerza de trabajo al proceso productivo.

**DIAGNÓSTICO:** la incorporación de la población a un proceso creciente de consumo de bienes y servicios, hacía perentoria la necesidad de impulsar el crecimiento económico.

**TERAPÉUTICA:** política fiscal expansiva; impulso de la industrialización sustitutiva.

**RESULTADOS:** período 1956-1961: media de crecimiento fue de -0.4%, merced a la recesión que afectó al régimen trujillista al final de la dictadura; período 1962-1965: media de crecimiento 0.1%, impactada principalmente por graves problemas políticos nacionales; período 1966-1978: media de crecimiento 4.0%, explicada principalmente por el ascenso del grado de industrialización, dinamización de la economía agroexportadora e influjo de la inversión extranjera; período 1979-1989: media de crecimiento 1.2%, influida por la política de ajuste económico; y el período 1990-2000: media de crecimiento 2.4%, que tuvo como soporte el ajuste estructural de la economía; el medio ambiente fue duramente atacado (flora, fauna, los ríos, etc.).

### **Balance de la aplicación de la política fiscal dominicana**

**Introducción.** 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.

**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.

**Cuadro 164**  
**PIB real y gasto real del Gobierno Nacional (1955-2000)**

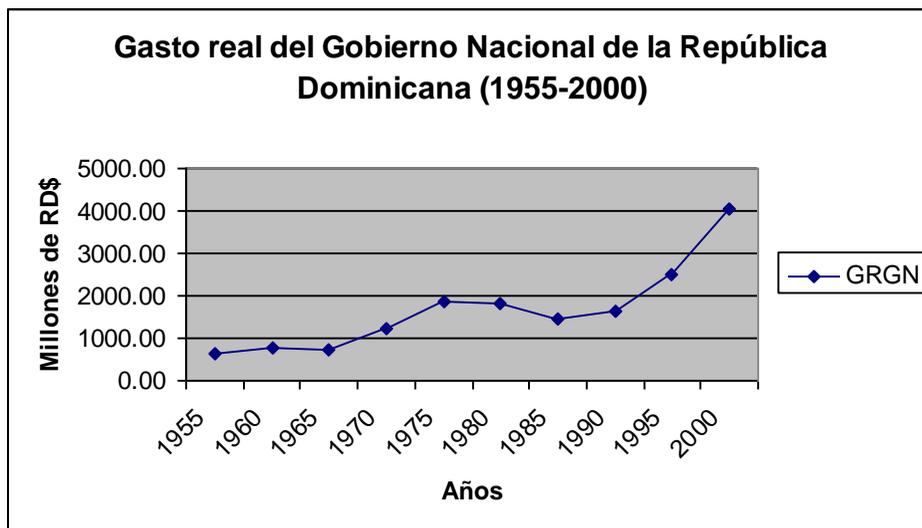
<b>Año</b>	<b>PIB real</b>	<b>Tasa de crecimiento PIB real</b>	<b>Monto (RD\$)</b>	<b>Tasa de crecimiento (%)</b>
1955	730.9	-	651.90	-
1956	802.2	9.76	743.20	14.01
1957	851.9	6.20	721.00	-2.99
1958	897.9	5.40	803.40	11.43
1959	915.4	1.94	774.40	-3.61
1960	919.6	0.46	764.70	-1.25
1961	905.8	-1.49	754.00	-1.40
1962	1,058.8	16.89	971.00	28.78
1963	1,122.0	5.96	1,214.70	25.10
1964	1,188.4	5.93	1,024.50	-15.66
1965	1,049.4	-11.70	738.00	-27.96
1966	1,177.9	12.25	974.80	32.09
1967	1,216.0	3.24	994.70	2.04
1968	1,203.2	-1.05	1,012.90	1.83
1969	1,310.2	8.89	1,167.30	15.24
1970	1,485.5	13.38	1,249.10	7.01
1971	1,647.0	10.87	1,388.40	11.15
1972	1,818.2	10.39	1,409.00	1.48
1973	2,052.7	12.90	1,419.70	0.76
1974	2,175.9	6.00	1,662.00	17.07
1975	2,288.9	5.19	1,850.60	11.35
1976	2,442.9	6.73	1,495.00	-19.22
1977	2,564.6	4.98	1,440.50	-3.65
1978	2,619.5	6.04	1,468.50	1.94
1979	2,738.2	4.50	2,000.30	36.21
1980	2,956.4	8.00	1,818.90	-9.07
1981	3,082.9	4.30	1,721.80	-5.34
1982	3,135.3	1.70	1,451.20	-15.72
1983	3,280.4	4.60	1,594.30	9.86
1984	3,321.5	1.30	1,415.90	-11.19

## Linares

Año	PIB real	Tasa de crecimiento PIB real	Monto (RD\$)	Tasa de crecimiento (%)
1985	3,251.0	-2.10	1,437.60	1.53
1986	3,365.5	3.50	1,593.10	10.82
1987	3,706.0	10.10	2,049.60	28.65
1988	3,785.9	2.20	2,225.60	8.59
1989	3,952.5	4.40	2,101.40	-5.58
1990	3,736.9	-5.50	1,635.40	-22.18
1991	3,772.2	0.90	1,444.20	-11.69
1992	4,073.1	8.00	2,193.20	51.86
1993	4,193.6	3.00	2,573.50	17.34
1994	4,375.0	4.30	2,687.30	4.42
1995	4,579.3	4.70	2,510.20	-6.59
1996	4,907.4	7.20	2,735.70	8.98
1997	5,307.6	8.20	3,253.20	18.92
1998	5,702.0	7.40	3,476.80	6.87
1999	6,166.7	8.10	3,985.00	14.62
2000	6,644.9	7.80	4,064.20	1.99

Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

Gráfico 84



Fuente: Banco Central de la República Dominicana.

Nota: GRGN, gasto real del gobierno nacional.

## 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 de Pearson	CCP= 0.94
7) Grados de libertad	g de l= 44
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 44} = 356.47$
9) Índice de condición	IC= 1 y 4.233
10) Durbin Watson	DW= 0.498

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 -1.457 es cero (0.152). Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es 0.152, es decir, 1,520 por cada 10,000, que es alta; de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es igual a cero; queda aprobada 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 18.881 es cero (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 prácticamente cero, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula.

De hecho, los coeficientes (-255.548 y 1.777), obtenidos de la ecuación de regresión, cuando son sometidos a prueba de hipótesis nula, de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 44 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.0168$ , por lo que el valor del t estimado, correspondiente al coeficiente de la pendiente, cae fuera de la

región de aceptación, no así en lo referente al intercepto. Este último no es significativo.

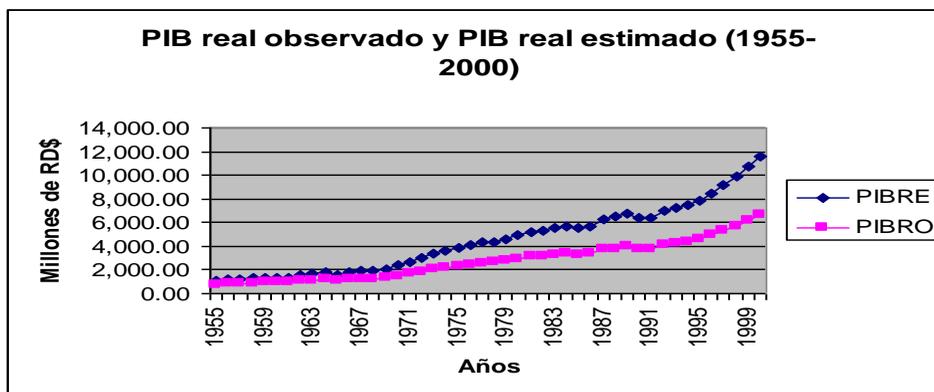
El  $r^2$  indica que el 89% de las variaciones de la variable dependiente (PIB real) viene explicada por la variable independiente (gasto real del gobierno nacional).

La razón de varianza, F, para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 44 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1,44} = 4.064$ , que es inferior a la F obtenida (356.47), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente.

Existe, además, una fuerte correlación positiva (0.94) entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad, ya que los índices de condición (1 y 4.233) representan magnitudes relativamente bajas; pero el estadístico Durbin Watson (0.57) está muy próximo a cero, lo que indica que hay problemas de autocorrelación. De todos modos, estamos frente a un ajuste adecuado, como se puede advertir en el gráfico que presentamos a continuación:

**Gráfico 85**



**Fuente: Banco Central de la República Dominicana.**

**Notas: PIBRE, es el PIB real estimado; PIBRO, es el PIB real observado.**

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, como se puede observar en el gráfico 77; 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.

Ahora procederemos a ensayar un modelo de regresión lineal, del tipo log-lineal. De modo que

$$\text{PIBR} = a\text{GRGN}^b$$

Donde:

PIBR= producto interno bruto real;

GRGN= gasto real del gobierno nacional;

a= constante;

b= elasticidad del producto con respecto al gasto real del gobierno nacional.

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

$$\ln\text{PIBR} = \ln(a) + (b)\ln\text{GRGN}$$

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 determinación	$r^2 = 0.89$
6) Coeficiente correlación de Pearson	CCP = 0.94
7) Grados de libertad	g de l = 44
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 44} = 352.469$
9) Índice de condición	IC = 1 y 31.028
10) Durbin Watson	DW = 0.594

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 -3.28 es 0.002. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es prácticamente 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 18.774 es cero (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 prácticamente cero, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula.

En la función estimada, b, equivale a 1.28, y representa la elasticidad del producto agregado, con respecto al gasto público, es decir mide el cambio porcentual en la producción (1.28%) debido, a una variación del 1% en la variable independiente.

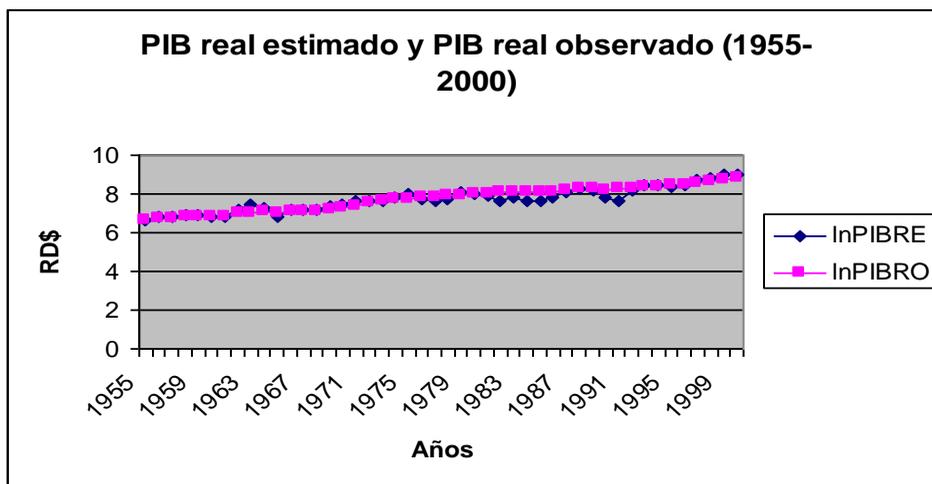
El  $R^2$  indica que el 89% de las variaciones de la variable dependiente viene explicado por la variable independiente.

La razón de varianza,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 44 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 44} = 4.064$ , inferior a la  $F$  calculada (353.469), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de las variable independiente sobre la dependiente.

Por otra parte, existen problemas de multicolinealidad, pues el IC alcanzó cifras elevadas. El estadístico Durbin Watson, por su parte, se encuentra cercano a cero (0), lo que indica que hay problemas de autocorrelación.

De todos modos, el ajuste logrado es casi perfecto, como se puede ver en el gráfico que abajo exponemos.

Gráfico 86



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

**Determinación del gasto público.** 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:

$$\ln\text{GRGN} = \ln\alpha + \beta\ln\text{PIBR} + \gamma\ln\text{ITR},$$

donde

GRGN= gasto real del gobierno nacional;

PIBR= producto interno bruto real;

ITR= ingreso tributario real;

$\alpha$ = constante;

$\beta$ = parámetro que representa la elasticidad parcial del gasto público, respecto al PIB real;

$\gamma$ = parámetro que representa la elasticidad parcial del gasto público, respecto al ingreso tributario real.

Los resultados obtenidos fueron estos:

1) Ecuación log-lineal 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 de Pearson	R= 0.961
7) Grados de libertad	g de l= 43
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 43} = 261.714$
9) Índice de condición	IC= (1, 25.35 y 66.808)
10) Durbin Watson	DW= 0.771

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 7.780 es cero (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 intercepto poblacional es distinto a cero, se rechaza la hipótesis nula; respecto a los coeficientes pertenecientes a las variables PIBR e ITR, ambos son significativos. Esta conclusión la extraemos al contrastar los  $t$  estimados con la probabilidad de ocurrencia de la hipótesis nula.

En la función estimada,  $\beta$ , equivale a 0.397, y representa la elasticidad parcial del GRGN respecto al producto agregado, es decir, mide el cambio porcentual en el GRGN (0.397%) debido, a una variación del 1% en el PIBR, manteniendo constante el otro factor.

De la misma manera,  $\gamma$ , que equivalente a 0.411, es la elasticidad parcial del GRGN, con respecto al ingreso tributario real, mide el cambio porcentual en el gasto público (0.411%), debido a una variación del 1% en dicho factor, manteniendo constante la otra variable independiente.

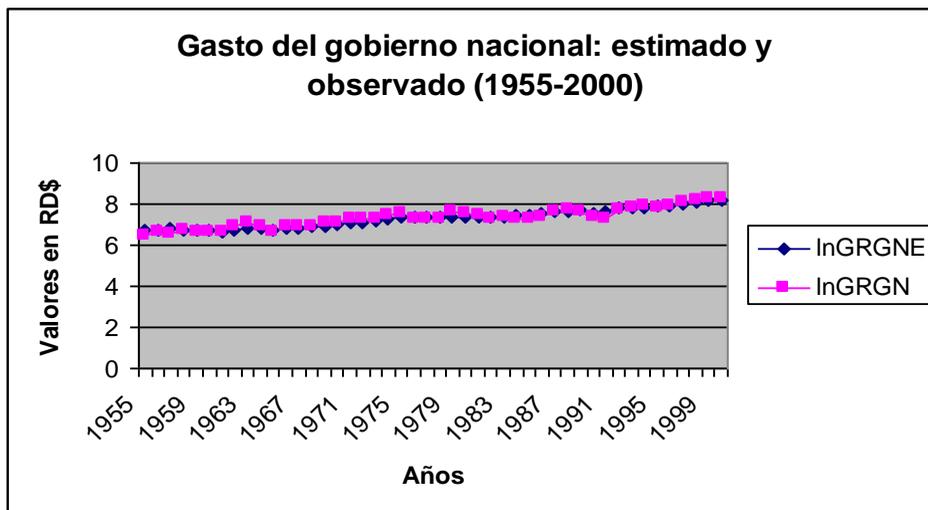
El  $R^2$  indica que el 96.1% de las variaciones de la variable dependiente, viene explicado por las variables independientes.

La razón de varianzas,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 43 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1,43} = 4.068$ , obviamente inferior a la  $F$  calculada (261.714), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de las variables independientes sobre la dependiente.

Por otra parte, hay problemas de multicolinealidad, pues el IC alcanzó cifras elevadas para los valores de las variables involucradas en el modelo; en cambio, el estadístico Durbin Watson se encuentra en la vecindad de cero (0), lo que indica que también hay problemas de autocorrelación.

En el siguiente gráfico se puede observar los resultados del ajuste casi perfecto:

Gráfico 87



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

**Ingresos públicos.** Por otra parte, los ingresos públicos, al igual que el gasto, en el decenio de los ochenta experimentaron un retroceso notable (cuadro 165).

Cuadro 165

Índices de ingresos públicos y PIB reales en la República Dominicana (1955-2000)  
(1955=100)

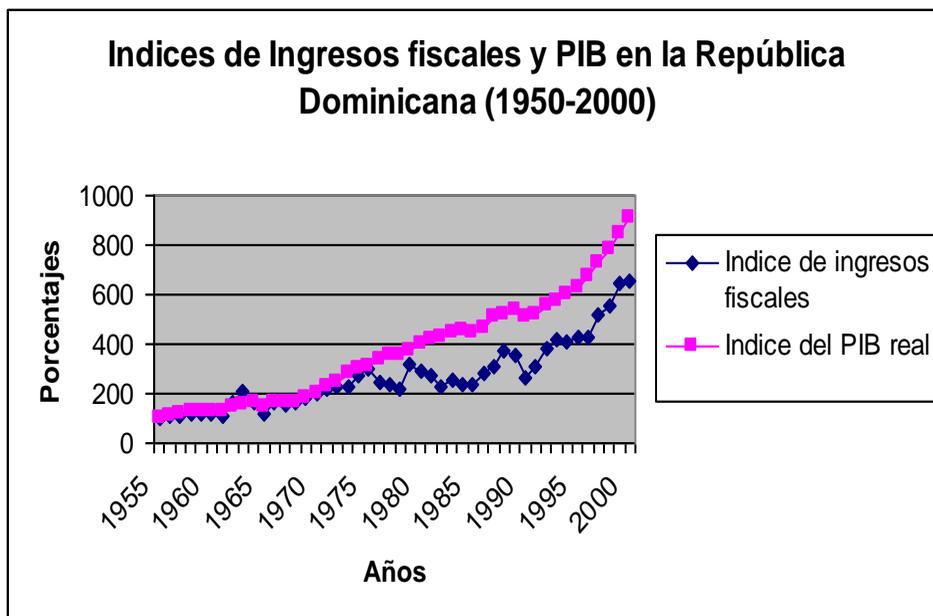
Años	Índice de ingresos fiscales	Índice del PIB real
1955	100.00	100.00
1956	113.10	109.80
1957	113.20	116.60
1958	118.70	122.80
1959	114.30	125.20
1960	120.10	125.80
1961	109.90	123.90
1962	159.60	144.90
1963	205.80	153.50

## Tesis Doctoral (Cuarto Volumen)

Años	Índice de ingresos fiscales	Índice del PIB real
1964	162.30	162.60
1965	117.80	143.60
1966	161.50	161.20
1967	157.30	166.40
1968	159.90	164.60
1969	183.70	179.30
1970	203.80	203.20
1971	222.00	225.30
1972	227.60	248.80
1973	228.00	280.80
1974	271.00	297.70
1975	299.20	313.20
1976	246.20	334.20
1977	235.30	350.90
1978	219.30	358.40
1979	321.50	374.60
1980	291.40	404.50
1981	275.30	421.80
1982	231.20	429.00
1983	250.50	448.80
1984	234.20	454.40
1985	233.80	444.80
1986	285.90	460.50
1987	308.90	507.00
1988	377.20	518.00
1989	354.30	540.80
1990	264.40	511.30
1991	310.90	516.10
1992	386.10	557.30
1993	414.60	573.80
1994	411.50	598.60
1995	425.10	626.50
1996	426.60	671.40
1997	521.50	726.20
1998	552.40	780.10
1999	643.30	843.70
2000	653.20	909.10

**Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).**

Gráfico 88

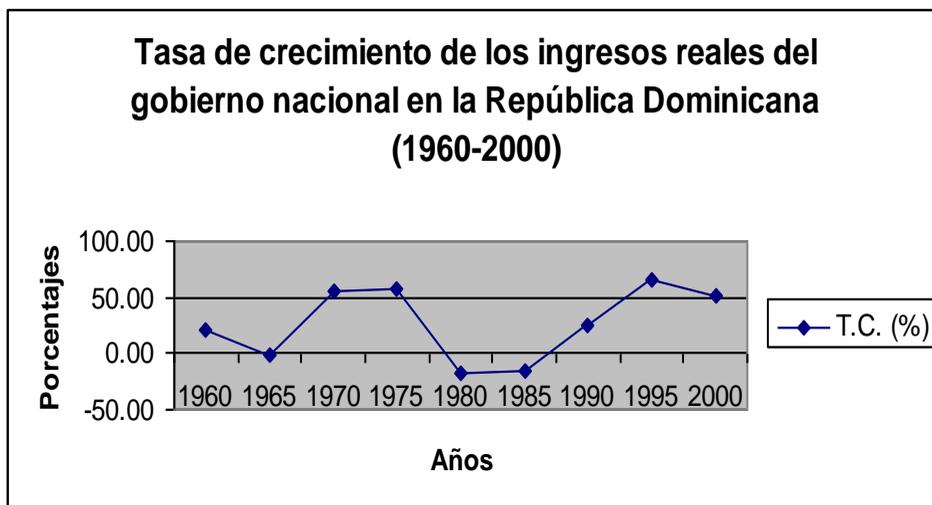


**Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).**

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 variado, 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 (...)”*<sup>43</sup> (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

<sup>43</sup> CEPAL (1990): Op. cit., p. 206.

Gráfico 89



Fuente: Banco Central de la República Dominicana.

Nota: T.C., tasa de crecimiento.

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	IFR= 47.215 + 0.602IPIBR
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	$r^2 = 0.91$
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) Índice de condición	IC= 1 y 3.715
10) Durbin Watson	DW= 0.724

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 3.866 es cero (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 intercepto poblacional es diferente 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 21.099 es cero (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, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula, igualmente.

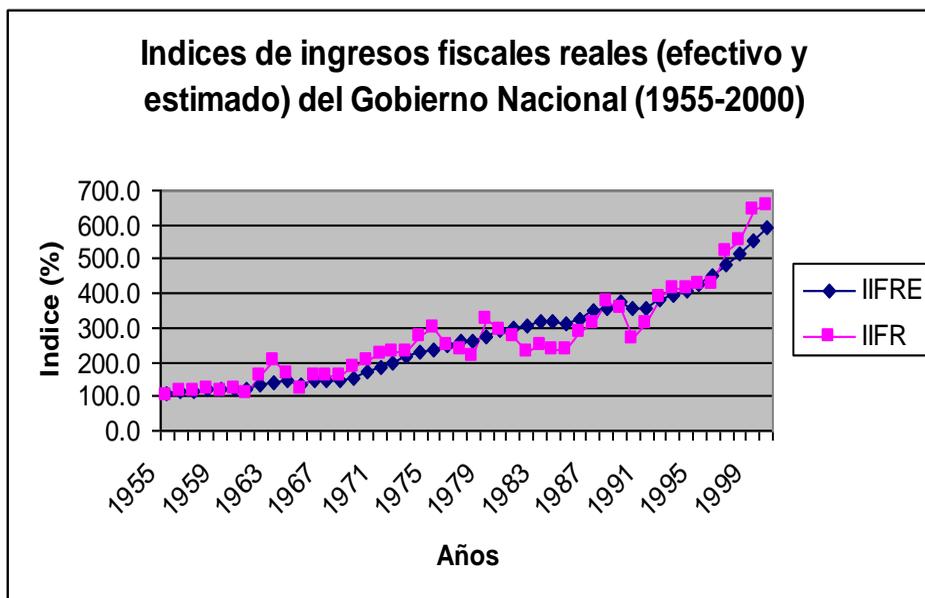
De hecho, los coeficientes (47.215 y 0.602) obtenidos, resultaron estadísticamente significativos. Ambos fueron sometidos a prueba de hipótesis nula, de dos colas, en base a la distribución  $t$ , con un nivel de confianza de 95% y 44 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.0168$ , por los valores de  $t$  estimados, 3.866 y 21.099, caen fuera de la región de aceptación. Son estadísticos significativos, sin dudas.

El  $r^2$  indica que el 91% de las variaciones de la variable dependiente (índice de los ingresos fiscales reales) vienen explicadas por la variable independiente (índice del PIBR). La razón de varianzas,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 44 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 44} = 4.064$ , obviamente inferior a la  $F$  calculada, 445.171, por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. Finalmente existe una fuerte correlación positiva (0.95) entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1 y 3.715) representan magnitudes relativamente bajas; pero el estadístico Durbin Watson (0.724) está muy próximo a cero, lo que indica que hay problemas de autocorrelación. De todos modos,

estamos frente a buen ajuste, como se puede apreciar en el gráfico que exponemos a continuación:

**Gráfico 90**



**Fuente: Banco Central de la República Dominicana.**

Ahora procederemos a ensayar un modelo de regresión lineal, del tipo log-lineal. De modo que

$$\text{IFR} = a\text{PIBR}^b,$$

Donde:

IFR= ingresos fiscales reales;

PIBR= producto interno bruto real;

a= constante;

$b$  = elasticidad del ingreso del gobierno con respecto al producto agregado;

En esta función,  $IFR = aPIBR^b$  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

$$\ln IFR = \ln(a) + (b)\ln PIBR$$

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	$\ln IFR = \ln 1.316 + 0.727 \ln PIBR$
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 de Pearson	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

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 6.456 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 20.549 es cero (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 prácticamente cero, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula.

En la función estimada,  $b$ , equivale a 0.727, y representa la elasticidad del ingreso fiscal, con respecto al producto agregado, es decir, mide el cambio porcentual en el ingreso fiscal (0.727%) debido, a una variación del 1% en la variable independiente, quiere decir que el ingreso del gobierno es inelástico con respecto al cambio en el producto.

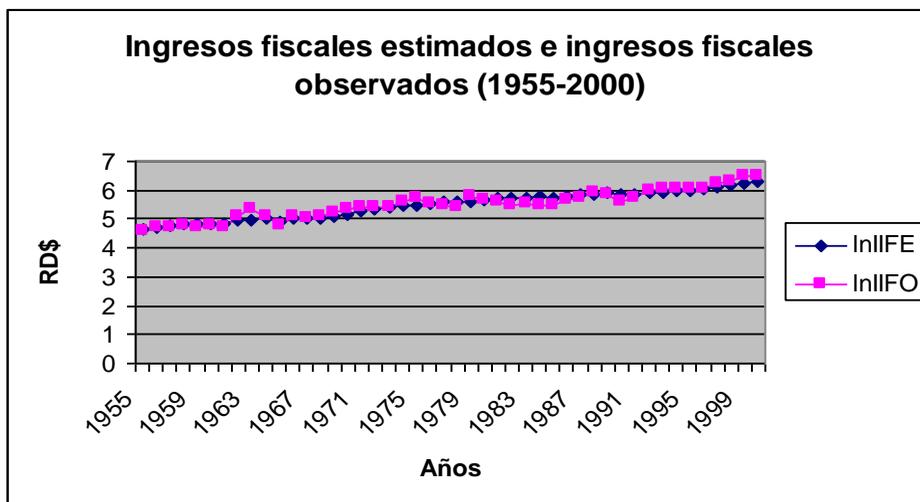
El  $R^2$  indica que el 91% de las variaciones de la variable dependiente viene explicado por las variables independientes.

La razón de varianzas,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 44 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 44} = 4.064$ , inferior a la  $F$  calculada (422.279), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente.

Por otra parte, existen problemas terribles de multicolinealidad, pues el IC alcanzó cifras elevadas; y el estadístico Durbin Watson se encuentra cercano a cero (0), lo que indica que hay problemas de autocorrelación. La correlación entre las variables es apreciable.

El ajuste logrado, es casi perfecto, como se puede ver en el gráfico que abajo exponemos.

Gráfico 91



**Fuente: Banco Central de la República Dominicana.**

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; una F altamente significativa; ausencia de autocorrelación, pero con problemas de multicolinealidad.

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 de Pearson 7) Grados de libertad 8) Test de la F de Fisher 9) Índice de condición 10) Durbin Watson	CCP= 0.959  g de l= 42  $F_{1,42} = 242.876$  IC= 1, 21.64 y 84.252) DW= 1.593
---	---

**Ahorro de gobierno.** 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 (véase el cuadro 166).

**Cuadro 166**  
**Ahorros corriente, primario y operacional del gobierno central dominicano (1965-2000)**  
**(En millones de RD\$)**

Años	Ahorro corriente	Ahorro primario	Ahorro operacional
1965	50.2	42.8	1.2
1970	121.6	45.2	5.2
1975	425.2	378.0	-8.6
1980	403.8	80.6	-2.7
1985	228.1	96.8	23.6
1990	3,894.5	1,878.8	74.1
1995	12,801.7	5,375.7	1,345.3
2000	11,813.3	3,812.5	-59.5

**Fuente:** Martí (1997), CEPAL y Banco Central de la República Dominicana.

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 operacionalidad 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.

**Cuadro 167**  
**Saldo global de las operaciones de las empresas públicas dominicanas (1980-1999)**  
**(En millones de RD\$)**

<b>Años</b>	<b>Entrada de efectivo</b>	<b>Gastos totales</b>	<b>Saldo global</b>
1980	802.2	1,117.9	-315.7
1985	2,066.5	2,137.6	-71.1
1990	3,525.8	4,726.4	-1200.6
1995	10,415.1	11,565.6	-1150.5
1996	14,772.8	14,303.5	469.3
1997	18,171.0	18,453.8	-282.8
1998	19,499.1	21,402.4	-1903.3
1999	22,828.2	22,848.7	-20.5

**Fuente: CEPAL y Banco Central de la República Dominicana.**

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 (véase el cuadro 167).

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:

a) Entrada de efectivo a la empresa pública

1) Ecuación lineal estimada	$EFEP = -4,411.819 + 1107.355 \text{Tiempo}$
2) Error estándar estimado	$ee = (1273.705) \quad (106.327)$

## Tesis Doctoral (Cuarto Volumen)

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 de Pearson	CCP= 0.926
7) Grados de libertad	g de l= 18
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 18} = 108.46$
9) Índice de condición	IC= 1 y 3.898
10) Durbin Watson	DW= 1.767

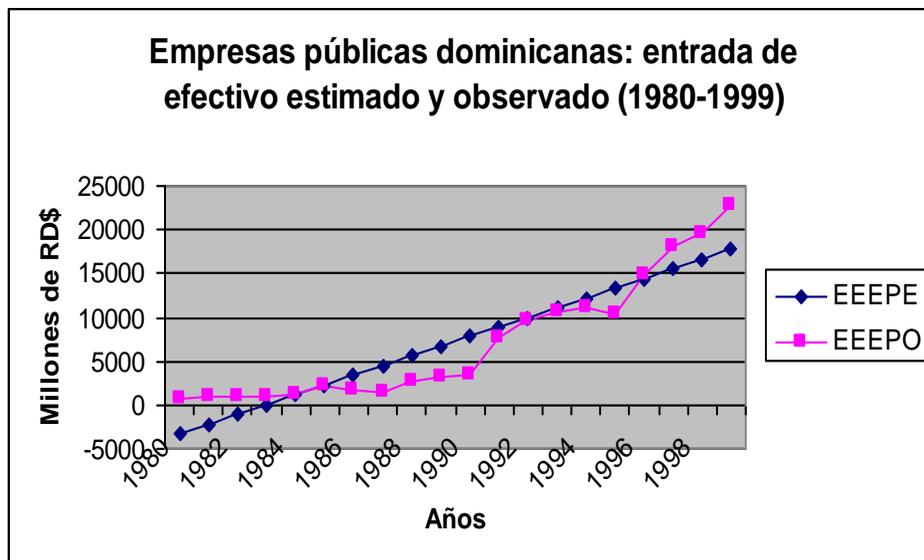
Bondad del ajuste. Bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto poblacional es cero, la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a -3.464 es 0.003. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es 0.003, es decir 30 por cada 10,000 casos, que es una probabilidad muy baja, de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es diferente 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 10.415 es cero (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 coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula, igualmente.

De hecho, los coeficientes (-4,411.819 y 1,107.355) obtenidos de la ecuación de regresión, resultaron también estadísticamente significativos, en la medida que los sometemos a prueba de hipótesis nula de dos colas, en base a la distribución t, con un nivel de confianza de 95% y 18 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.101$ , que es inferior a los valores de t calculados, y por consiguiente éstos caen fuera de la región de aceptación.

Por su parte, el  $r^2$  indica que el 85.8% de las variaciones de la variable dependiente (entrada de efectivo a la empresa pública), viene explicado por la variable independiente (factor tiempo); es un valor bastante representativo. La razón de varianza,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 18 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 18} = 4.41$ , obviamente inferior a la  $F$  estimada, por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. Finalmente existe una fuerte correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1 y 3.898) representan magnitudes relativamente bajas; y el estadístico Durbin Watson (1.767) está próximo a 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación. Estamos frente a un buen ajuste, como se puede apreciar en el gráfico que exponemos a continuación:

Gráfico 92



Fuente: CEPAL.

Nota: EEEPE, entrada de efectivo en las empresas públicas estimado; EEEPO, entrada de efectivo en las empresas públicas observado.

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:

b) Gasto total de la empresa pública

1) Ecuación lineal estimada	GTEP= -4,220.869 +1,125.742Tiempo
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 de Pearson	CCP= 0.933
7) Grados de libertad	g de l= 18
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 18} = 120.818$
9) Índice de condición	IC= 1 y 3.898
10) Durbin Watson	DW= 0.22

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 -3.44 es 0.003. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es 0.003, es decir 30 por cada 10,000 casos, que es una probabilidad muy baja, de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es diferente 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 10.992 es cero (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 prácticamente cero, de aquí que podemos

aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula, igualmente.

De hecho, los coeficientes (-4,220.869 y 1,125.742) obtenidos de la ecuación de regresión, resultan estadísticamente significativos, en la medida que los sometemos a prueba de hipótesis nula de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 18 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.101$ , que es inferior a los valores de  $t$  obtenidos, por consiguiente, éstos caen fuera de la región de aceptación.

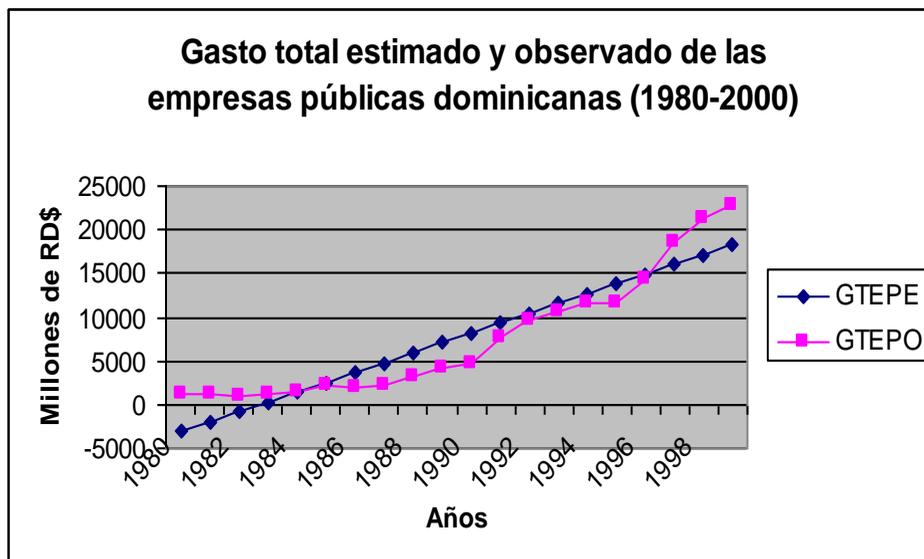
Por su parte el  $r^2$  indica que el 87% de las variaciones de la variable dependiente (gasto total de la empresa pública) viene explicado por la variable independiente (factor tiempo).

La razón de varianzas,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 18 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 18} = 4.41$ , obviamente inferior a la  $F$  calculada, por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. Existe, además, una correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad, ya que los índices de condición (1 y 3.898) representan magnitudes relativamente bajas; pero el estadístico Durbin Watson (0.223) está muy próximo a cero, lo que indica que hay problemas de autocorrelación.

De todas maneras, estamos frente a un buen ajuste, como se puede apreciar en el gráfico que exponemos a continuación:

Gráfico 93



Fuente: CEPAL.

Nota: GTEPE, gasto total estimado de las empresas públicas; GTEPO, gasto total de las empresas públicas observado.

En adición, la predicción del comportamiento de variables vinculadas a las empresas públicas, indica un agravamiento para el futuro de continuar invariable su conducta tendencial. Sin embargo, estos entes productivos al final del período estudiado, fueron capitalizados con la presencia del sector privado.

Los resultados de esta proyección se pueden apreciar en el cuadro 168.

Cuadro 168

Proyección tendencial del saldo global de las empresas públicas dominicanas (2000-2010)

(En millones de RD\$)

Año	Entrada	Gasto total	Saldo global
2000	18,842,636	19,419,713	-577.08
2001	19,949,991	20,545,455	-595.46
2002	21,057,346	21,671,197	-613.85
2003	22,164,701	22,796,939	-632.24

## Linares

2004	23,272,056	23,922,681	-650.63
2005	24,379,411	25,048,423	-669.01
2006	25,486,766	26,174,165	-687.40
2007	26,594,121	27,299,907	-705.79
2008	27,701,476	28,425,649	-724.17
2009	28,808,831	29,551,391	-742.56
2010	29,916,186	30,677,133	-760.95

**Fuente:** Martí (1997), Banco Central de la República Dominicana, CEPAL y Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES).

**Juicios críticos.** ¿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.

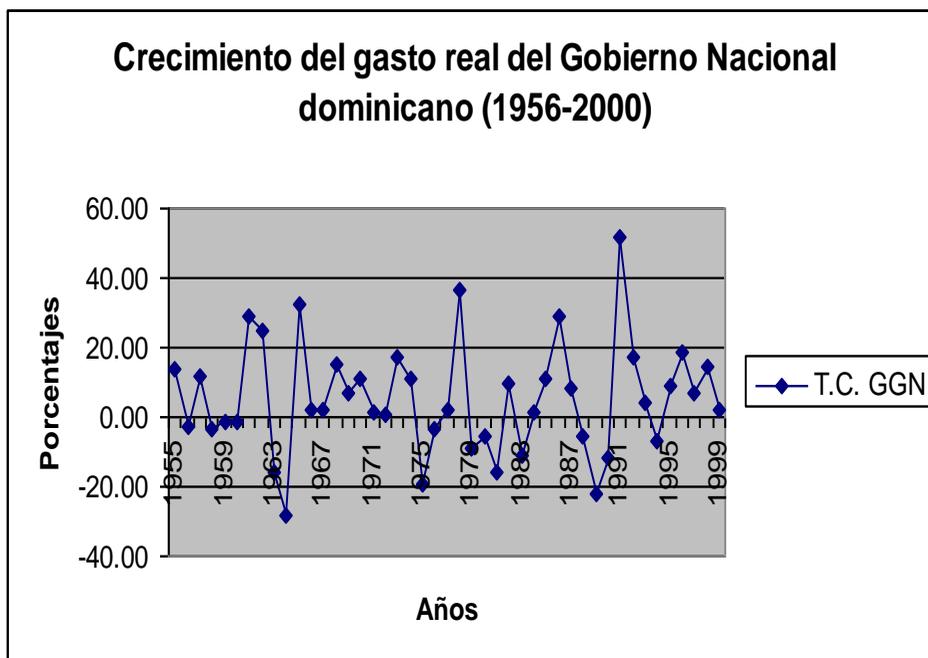
Desde el 1955 el gasto real del Gobierno Nacional, en cuanto a su volumen, ha sido notorio. Su monto en el año 2000 fue 67.5 veces mayor que en el 1955.

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”.<sup>44</sup>

---

<sup>44</sup> 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.

Gráfico 94



**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana.

**Nota:** T.C., tasa de crecimiento.

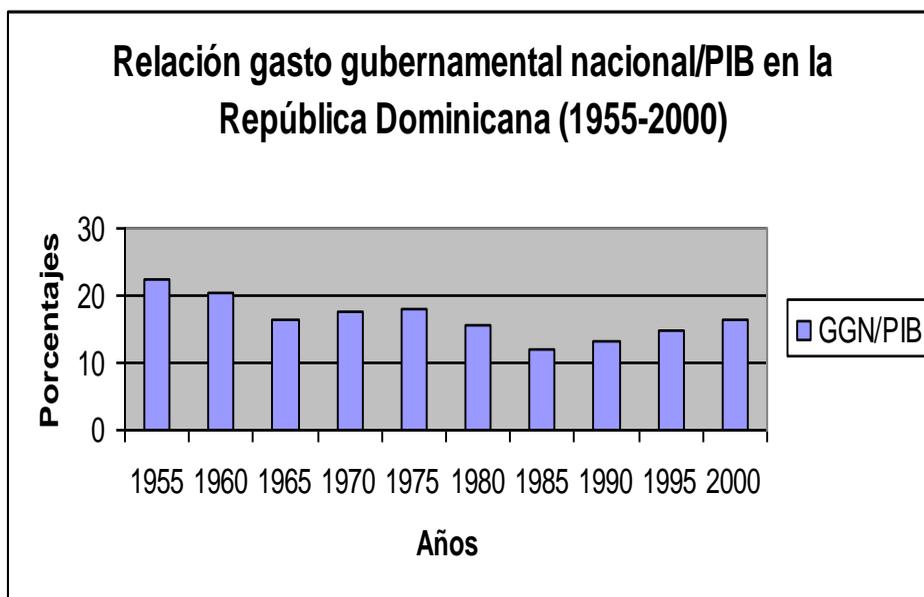
Desafortunadamente, la situación política convulsiva en el primer lustro del decenio de los sesenta, coadyuvó con la aminoración del impulso de esta variable. Dicha situación se repite en el decenio de los ochenta, con trazos verdaderamente dramáticos, replicando lo que acontecía en toda América Latina. “*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 (...)*”<sup>45</sup> (Comillas, cursiva y el puntos 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

<sup>45</sup> CEPAL (1990): *Estudio económico de América Latina y el Caribe, 1990*. Vol. 1, p. 190.

que había hecho al desarrollo económico dominicano, el gasto gubernamental en los decenios pasados.

Empero, no debemos evaluar la variable bajo estudio en si 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 (véase el grafico 95).

Gráfico 95



Fuente: Banco Central de la República Dominicana.

Nota: GGN, gasto gubernamental nacional.

Por tanto, el volumen del gasto ha sido completamente insatisfactorio, en el período 1955-2000, 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. (Véase el cuadro 169).

**Cuadro 169**  
**Indicadores del endeudamiento externo público en la República Dominicana (1955-2000)**

<b>Año</b>	<b>Deuda externa pública global (US\$)</b>	<b>Variación absoluta</b>	<b>Variación porcentual</b>
1955	155.80	-	-
1956	181.80	26.00	16.69
1957	207.70	25.90	14.25
1958	234.60	26.90	12.95
1959	267.10	32.50	13.85
1960	296.60	29.50	11.04
1961	325.10	28.50	9.61
1962	343.00	17.90	5.51
1963	427.80	84.80	24.72
1964	471.30	43.50	10.17
1965	616.60	145.30	30.83
1966	752.20	135.60	21.99
1967	987.40	235.20	31.27
1968	1,317.20	329.80	33.40
1969	1,008.00	-309.20	-23.47
1970	2,168.20	1,160.20	115.10
1971	2,634.90	466.70	21.52
1972	3,032.30	397.40	15.08
1973	3,352.30	320.00	10.55
1974	3,543.10	190.80	5.69
1975	3,687.00	143.90	4.06
1976	3,924.00	237.00	6.43
1977	3,992.00	68.00	1.73
1978	4,181.21	189.21	4.74
1979	4,499.12	317.91	7.60
1980	4,613.71	114.59	2.55
1981	4,412.83	-200.88	-4.35
1982	4,559.03	146.20	3.31
1983	3,942.15	-616.88	-13.53
1984	3,994.70	52.55	1.33
1985	3,807.74	-186.96	-4.68

<b>Año</b>	<b>Deuda externa pública global (US\$)</b>	<b>Variación absoluta</b>	<b>Variación porcentual</b>
1986	3,572.18	-235.56	-6.19
1987	3,545.64	-26.54	-0.74
1988	3,657.91	112.29	3.17
1989	3,681.01	23.10	0.63
1990	4,499.12	317.91	7.60
1991	181.80	26.00	16.69
1992	207.70	25.90	14.25
1993	234.60	26.90	12.95
1994	267.10	32.50	13.85
1995	296.60	29.50	11.04
1996	325.10	28.50	9.61
1997	343.00	17.90	5.51
1998	427.80	84.80	24.72
1999	471.30	43.50	10.17
2000	616.60	145.30	30.83

**Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).**

*“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”.*<sup>46</sup> (Comillas y cursiva son nuestras).

En la República Dominicana, ocurrió algo similar, la deuda externa se fue agigantando de un modo tal que al concluir el decenio de los ochenta, ya representaba el 83.02% del PIB, generando una pesada carga financiera sobre el presupuesto del gobierno dominicano, en términos del servicio de

<sup>46</sup> CEPAL (1990): op. cit., pp. 190-194.

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 postrujillista, la corrupción administrativa se ha generalizado, y ante la inoperancia de los 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 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%.

**Cuadro 170**  
**Impuestos al comercio exterior en relación con los ingresos corrientes del gobierno central dominicano (1955-2000)**  
**(En RD\$)**

<b>Año</b>	<b>Impuestos al comercio Exterior</b>	<b>Ingresos corrientes del Gobierno central</b>	<b>Relación (%)</b>
1955	67.7	121.5	55.7
1960	49.7	144.1	34.5
1965	46.4	148.3	31.3
1970	105.2	243.7	43.2
1975	332.4	623.8	53.3
1980	287.1	868.9	33.0
1985	544.8	1,628.1	33.5
1990	2,448.1	7,574.3	32.3
1995	6,508.7	23,989.9	27.1
2000	18,516.5	47,716.6	38.8

**Fuente: Martí (1997), CEPAL y Banco Central de la República Dominicana.**

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 (véase el cuadro 170).

**Cuadro 171**  
**Impuestos indirectos e ingresos tributarios del gobierno central dominicano (1955-2000)**  
**(En RD\$)**

<b>Año</b>	<b>Impuestos indirectos</b>	<b>Ingresos tributarios</b>	<b>Relación (%)</b>
1955	93.3	107.2	87.0
1960	85.4	106.6	80.1
1965	80.4	103.2	77.9
1970	105.2	220.6	47.7
1975	427.3	579.2	73.8
1980	476.4	696.2	68.4
1985	1,131.0	1,527.8	74.0
1990	4,620.4	6,330.6	73.0
1995	17,965.6	22,370.9	80.3
2000	32,778.2	45,722.3	71.7

**Fuente: Martí (1997), CEPAL y Banco Central de la República Dominicana.**

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 (véase el cuadro 171).

**Cuadro 172**  
**Coefficiente tributario de varios países del mundo y la República Dominicana (1994-1997 y 2000)**  
**(%)**

<b>País</b>	<b>Año</b>	<b>Coefficiente</b>
Suecia	1997	53.8
Francia	1997	43.8
Alemania	1996	37.9
Canadá	1995	36.4
Reino Unido	1995	34.6
España	1995	32.7
Australia	1997	31.1
Brasil	1994	29.0
Japón	1995	28.5

País	Año	Coefficiente
EE.UU.	1996	28.2
Chile	1996	21.1
Argentina	1997	20.9
Rep. Dom.	2000	15.1

**Fuente:** Tomado del ensayo del profesor Teófilo Altagracia, sobre reforma fiscal (2005). Santo Domingo, R.D.

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 (véase el cuadro 172).

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 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 (véase el cuadro 173).

**Cuadro 173**  
**Esfuerzo tributario en la República Dominicana (1955-2000)**  
(%)

Año	Coefficiente tributario Efectivo	Coefficiente tributario Estimado	Esfuerzo tributario
-----	--	--	------------------------

## Tesis Doctoral (Cuarto Volumen)

<b>Año</b>	<b>Coefficiente tributario Efectivo</b>	<b>Coefficiente tributario Estimado</b>	<b>Esfuerzo tributario</b>
1955	18.99	15.301	1.24
1960	14.73	14.901	0.99
1965	10.79	14.501	0.74
1970	14.85	14.101	1.05
1975	16.09	13.701	1.17
1980	10.30	13.301	0.77
1985	9.73	12.901	0.75
1990	10.50	12.501	0.84
1995	13.94	12.101	1.15
2000	15.15	11.701	1.29

**Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).**

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.<sup>47</sup>

---

<sup>47</sup> 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.

**Resumen del balance de la política fiscal.** SUSTENTACIÓN: política fiscal, depende de la renta nacional.

DIAGNÓSTICO: presión tributaria oscilante, con tendencia al declive; urgencias estatales para cumplir con las demandas de servicios de la población; urgencias estatales para edificar obras de infraestructura; inconsistencia del gasto público para impulsar el desarrollo económico.

TERAPÉUTICA: reformas impositivas (creación de nuevas figuras impositivas y aumento de tarifas impositivas).

RESULTADOS: aumento absoluto de ingresos fiscales, pero la presión tributaria se mantiene estancada, en el mejor de los casos; incumplimiento y deterioro de la función redistributiva del Estado, acumulando una inmensa deuda social con la población; el sistema fiscal dominicano mantiene su tendencia a la regresividad.

### **Balance de la aplicación de la política monetaria dominicana**

**Demanda de dinero.** La demanda de dinero depende principalmente del nivel de renta real existente en la economía nacional, y del nivel de tipo de interés, de conformidad con la teoría económica. ¿Sobre este particular que sugiere la evidencia empírica dominicana? Trabajamos un modelo econométrico de regresión múltiple, en el cual la variable dependiente fue el medio circulante real, y las variables independientes fueron la renta real y el tipo de interés activo nominal.

**Cuadro 174**  
**Medio circulante y renta reales y tipo de interés nominal en la República Dominicana (1981-2000)**

<b>Año</b>	<b>Índice del medio circulante real (M<sub>1</sub>R) (%)</b>	<b>Índice del PIB real (%)</b>	<b>Índice de la tasa de interés activa nominal (%)</b>
1981	100.00	100.00	100.00
1982	106.10	101.70	125.80
1983	88.60	106.41	125.80
1984	96.90	107.74	125.80

## Tesis Doctoral (Cuarto Volumen)

Año	Índice del medio circulante real (M <sub>1</sub> R) (%)	Índice del PIB real (%)	Índice de la tasa de interés activa nominal (%)
1985	110.60	105.45	125.80
1986	148.80	109.17	125.80
1987	128.20	120.21	125.80
1988	137.90	122.80	158.00
1989	115.40	128.21	192.30
1990	110.20	121.21	241.30
1991	139.60	122.36	255.90
1992	167.20	132.12	205.70
1993	180.10	136.03	216.90
1994	153.80	141.91	208.10
1995	175.60	148.54	223.60
1996	173.80	159.18	183.80
1997	201.90	172.16	163.80
1998	204.80	184.96	194.80
1999	227.00	200.03	189.80
2000	202.80	215.54	200.40

Fuente: Banco Central de la República Dominicana.

Resultados del modelo:

1) Ecuación lineal estimada	$M_1R = 12.858 + 0.968PIBR + 0.033TIAN$
2) Error estándar estimado	ee= (19.098) (0.143) (0.018)
3) Valores t estimados	t= (0.673) (6.757) (1.833)
4) Valores p estimados	p= (0.51) (0.000) (0.084)
5) Coeficiente de determinación	$R^2 = 0.84$
6) Coeficiente correlación de Pearson	R= 0.92
7) Grados de libertad	g de l= 17
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 17} = 44.108$
9) Índice de condición	IC= (1, 1.7 y 10.493)
10) Durbin Watson	DW= 1.589

Bondad del ajuste. En el caso del intercepto y el coeficiente correspondiente a la variable TIAN, se acepta la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto y el coeficiente citado, es cero, puesto que su nivel de probabilidad es alta (mayor que 0.05). Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es 0.51, es decir 5100 por cada 10,000 casos y 0.084, es decir 840 por cada 10,000 casos; queda confirmada la hipótesis nula. En el caso de la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la variable PIBR es cero, debemos decir que la probabilidad exacta de alcanzar un valor  $t$  mayor o igual a 6.757 es cero (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 prácticamente cero, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula.

De hecho, los coeficientes 12.858, 0.968 y 0.033 de la ecuación de regresión, resultan estadísticamente significativos, uno, y otros caen en la zona de aceptación de la hipótesis nula, en la medida que los sometemos a prueba de hipótesis nula, de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 17 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.11$ . En efecto, siendo  $0.673 < 2.11$  y  $1.833 < 2.11$ , se confirma nuevamente que el intercepto y el coeficiente de la variable TIAN, no son estadísticamente significativos; en cambio como  $6.757 > 2.11$ , el coeficiente de la variable PIBR, es estadísticamente significativo.

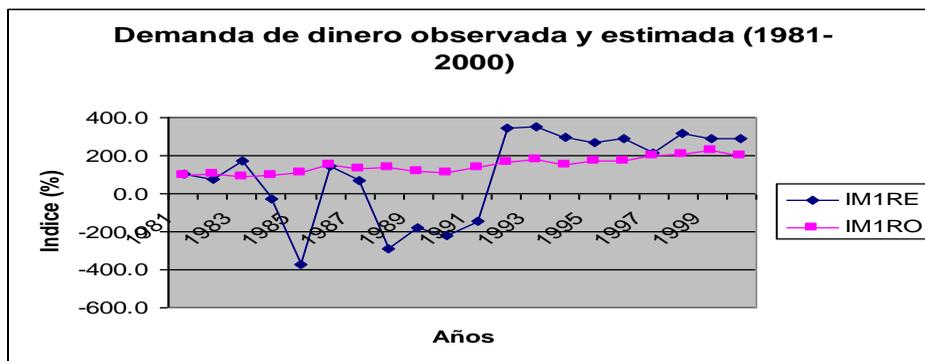
El hecho de que los coeficientes sean valores positivos, 0.968 y 0.033, significa que variaciones, por ejemplo de 1% en la variable independiente, PIBR, cuando la otra variable independiente se mantiene constante, originan variaciones de una magnitud de aproximadamente de 0.968% en la variable dependiente, mientras que cuando varía el coeficiente de TIAN, manteniéndose constante el coeficiente del PIBR, origina variaciones de 0.033% en la variable dependiente.

Por su parte el  $R^2$  indica que el 84% de las variaciones de la variable dependiente ( $M_1R$ ) viene explicado por las variables independientes, principalmente por el PIB real.

La razón de varianza,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 17 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 17} = 4.45$ , obviamente inferior a la  $F$  calculada 44.108, por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de las variables independientes sobre la dependiente. Existe, además, una correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo, pero principalmente entre  $M_1R$  y el PIB real.

Por otra parte, podrían presentarse algunos problemas de multicolinealidad, ya que uno de índices de condición, presenta una magnitud relativamente alta (1, 1.7 y 10.493). El estadístico Durbin Watson (1.589) está próximo a 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación. A continuación el gráfico del ajuste:

**Gráfico 96**



**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana.

**Nota:** IM1RE, índice del medio circulante estimado; IM1RO, índice del medio circulante observado.

De todos modos, se vio muy claro que la evidencia empírica apoya casi exclusivamente, en el caso dominicano, una incidencia determinante en la formación de la demanda de dinero, a la renta real, no así al tipo de interés.

Ensayemos un modelo que implique la estimación de una ecuación del siguiente tipo

$$M_1R = \alpha(M_1R_{t-1})^\beta(PIBR)^\psi$$

Donde:

$M_1R$  = medio circulante real;

$M_1R_{t-1}$  = medio circulante real con rezago;

$PIBR$  = producto interno bruto real;

$\alpha$  = constante;

$\beta$  = elasticidad del medio circulante real, con respecto al medio circulante real con rezago;

$\psi$  = elasticidad del medio circulante real, con respecto al PIB real;

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

$$\ln M_1R = \ln \alpha + (\beta) \ln(M_1R_{t-1}) + (\psi) \ln(PIBR)$$

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	$\ln M_1 R = \ln 0.284 + 0.719 \ln(M_1 R_{t-1}) + 0.177$
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 de correlación de Pearson	R= 0.971
7) Grados de libertad	g de l= 47
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 47} = 381.057$
9) Índice de condición	IC= (1, 25.031 y 81.308)
10) Durbin Watson	DW= 2.299

Bondad del ajuste. En el caso del intercepto, se acepta la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto es cero, puesto que su nivel de probabilidad es 0.177; luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es 0.177, es decir 1,770 por cada 10,000 casos, que es alta, queda confirmada la hipótesis nula.

En el caso de la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la variable  $M_1 R_{t-1}$  es cero, debemos decir que la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 7.149 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

coeficiente de la variable citada, es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula.

En lo que concierne a que la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la variable PIBR es cero, debemos decir que la probabilidad exacta de alcanzar un valor  $t$  mayor o igual a 2.724 es (0.009). Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es prácticamente cero, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la variable citada, es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula.

El hecho de que los coeficientes sean valores positivos, 0.719 y 0.177, significa que variaciones, por ejemplo de 1% en la variable independiente,  $M_1R_{t-1}$ , cuando la otra variable independiente se mantiene constante, originan variaciones de una magnitud de aproximadamente de 0.719% en la variable dependiente, mientras que cuando varía el coeficiente del PIBR, manteniéndose constante el coeficiente de la otra variable independiente, origina variaciones de 0.177% en la variable dependiente.

Por su parte el  $R^2$  indica que el 94.2% de las variaciones de la variable dependiente ( $M_1R$ ) viene explicado por las variables independientes. La razón de varianzas,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 47 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 47} = 4.052$ , obviamente inferior a la  $F$  calculada 381.057, por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de las variables independientes sobre la dependiente. Existe, además, una correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, podrían presentarse algunos problemas de multicolinealidad, ya que los índices de condición, presentan magnitudes relativamente altas. El estadístico Durbin Watson (2.299) está próximo a 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

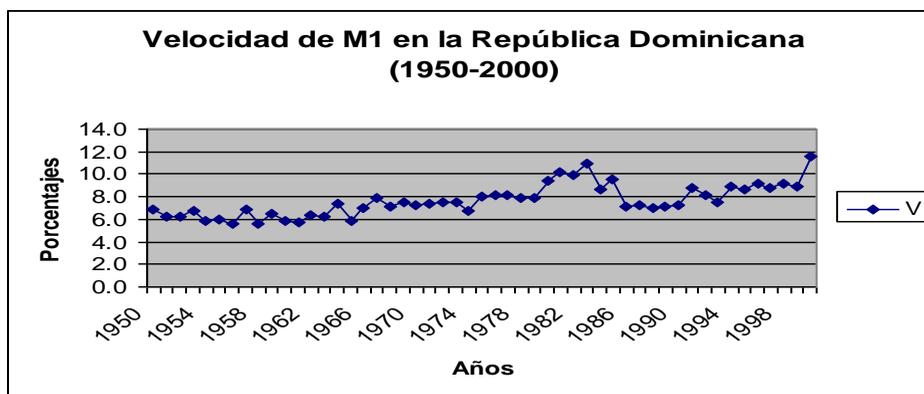
**Velocidad renta del dinero.** Igualmente pudimos calcular la velocidad renta del dinero, como se puede apreciar en el cuadro 175, en el período 1950-2000.

**Cuadro 175**  
**Velocidad renta del dinero en la República Dominicana (1950-2000)**

Año	Velocidad	Años	Velocidad	Años	Velocidad
1950	6.9	1967	7.9	1984	8.7
1951	6.2	1968	7.1	1985	9.6
1952	6.3	1969	7.5	1986	7.1
1953	6.8	1970	7.2	1987	7.2
1954	5.9	1971	7.4	1988	7.0
1955	6.0	1972	7.5	1989	7.2
1956	5.6	1973	7.5	1990	7.3
1957	6.9	1974	6.8	1991	8.8
1958	5.6	1975	8.0	1992	8.2
1959	6.5	1976	8.2	1993	7.6
1960	5.9	1977	8.2	1994	8.9
1961	5.7	1978	7.8	1995	8.7
1962	6.4	1979	7.8	1996	9.2
1963	6.2	1980	9.4	1997	8.8
1964	7.4	1981	10.1	1998	9.2
1965	5.9	1982	9.9	1999	8.9
1966	7.0	1983	11.0	2000	11.5

Fuente: Banco Central de la República Dominicana; y Martí (1997).

**Gráfico 97**



Fuente: Banco Central de la República Dominicana; y Martí (1997).

Dicha velocidad mostró una cierta constancia en los primeros 20 años del período bajo estudio, posteriormente en el decenio de los ochenta se ve claramente en el gráfico de arriba, define una tendencia alcista, como resultado principalmente de los procesos de contracción experimentados por la renta real, y finalmente en el decenio de los noventa se encuadra en el marco de los decenios anteriores, aunque asoma una tendencia alcista.

**El problema de la inflación.** 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 agujoneada 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.

**Cuadro 176**  
**República Dominicana: evolución de tasas de precios, producción, oferta monetaria y salarios (1966-2000)**  
(%)

Año	Tasa de inflación (%)	Crecimiento PIB real (%)	Crecimiento de la oferta monetaria (%)	Crecimiento del salario mínimo (%)
1966	-1.29	12.25	- 20.7	0
1967	1.90	3.24	-2.22	0
1968	1.72	-1.05	15.59	0
1969	-1.88	8.90	8.52	0
1970	3.79	13.38	16.61	0
1971	4.27	10.87	9.54	0
1972	7.19	10.39	17.95	0
1973	15.84	12.90	17.92	0
1974	13.20	6.00	37.74	0
1975	14.50	5.19	3.46	50
1976	8.07	6.73	7.67	0
1977	12.79	4.98	16.01	0
1978	7.09	6.04	7.96	0
1979	9.20	0.68	15.96	38.89
1980	16.81	7.97	2.25	0
1981	7.50	4.28	4.09	0
1982	12.80	1.70	12.03	0

## Tesis Doctoral (Cuarto Volumen)

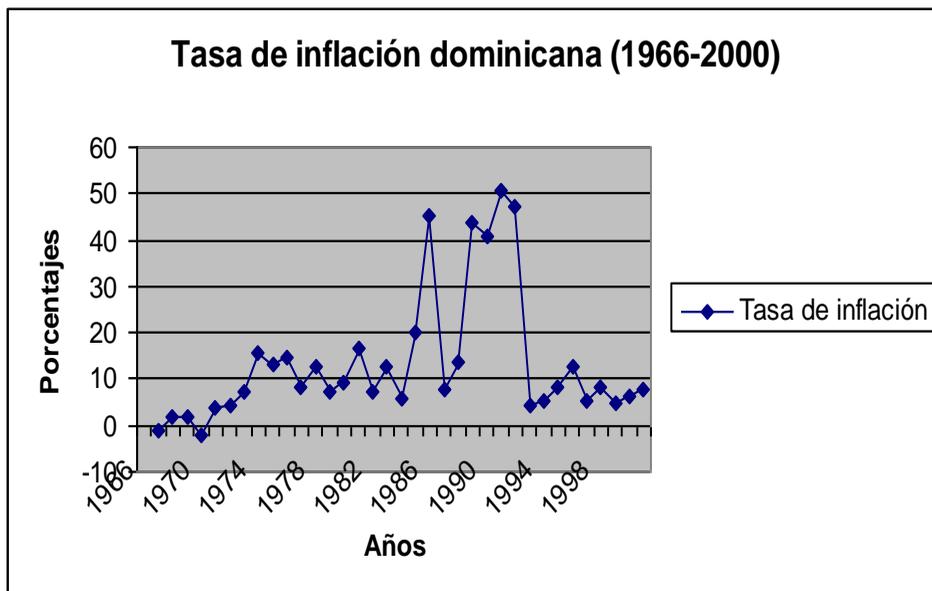
Año	Tasa de inflación (%)	Crecimiento PIB real (%)	Crecimiento de la oferta monetaria (%)	Crecimiento del salario mínimo (%)
1983	5.60	4.63	12.38	0
1984	20.19	1.25	41.90	40
1985	45.30	-2.12	22.96	42.86
1986	7.60	3.52	52.72	0
1987	13.60	10.12	23.94	0
1988	43.64	2.16	51.32	40
1989	40.64	4.40	25.92	42.86
1990	50.46	-5.45	40.48	30
1991	47.09	0.97	32.06	20
1992	4.26	8.02	26.02	0
1993	5.25	2.99	16.62	0
1994	8.26	4.35	-3.90	0
1995	12.54	4.75	20.37	30
1996	5.40	7.30	25.95	8.3
1997	8.30	8.20	18.66	39.9
1998	4.83	7.30	4.91	5.7
1999	6.47	8.00	21.38	0
2000	7.72	7.30	-10.06	0

**Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).**

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 (véase el gráfico 98).<sup>48</sup>

<sup>48</sup> 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.

Gráfico 98



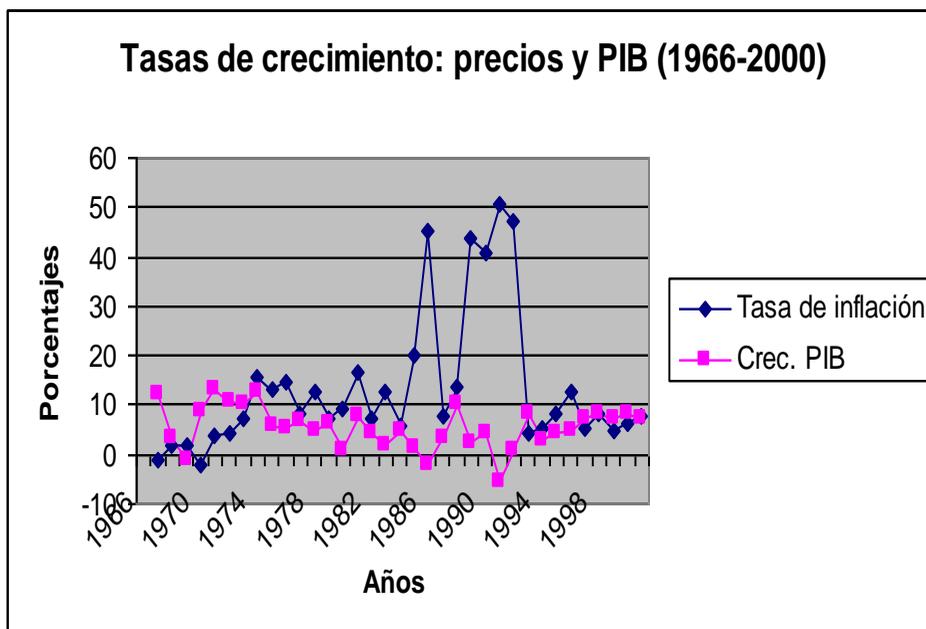
Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

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 (...)*<sup>49</sup> (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, según se puede observar en el gráfico que transcribimos más abajo, no guardan una estrecha relación.

Gráfico 99



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

Nota: Crec., crecimiento.

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:

<sup>49</sup> *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 de Pearson	CCP= -0.57
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 33} = 15.87$
9) Índice de condición	IC= 1 y 2.957
10) Durbin Watson	DW= 0.57

La primera fila representa la ecuación lineal estimada, donde  $P^*$ , significa crecimiento de los precios y  $PIBR^*$ , crecimiento del PIB real. El intercepto estimado está representado por 23.861 y el coeficiente estimado de la pendiente por -1.897. La segunda fila (cifras entre paréntesis) representa los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión. La tercera fila (cifras entre paréntesis) representa los valores t estimados, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero. La cuarta fila (cifras entre paréntesis), representa los valores p (probabilidad) estimados.

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 7.254 es cero (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 prácticamente cero, de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es diferente 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 -3.984 es cero (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 prácticamente cero, de

aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula, igualmente.

Si los  $t$  estadísticos de los coeficientes estimados, son sometidos a la prueba de hipótesis, de dos colas, a un nivel de confianza de 95% y 33 grados de libertad, obtenemos un  $t$  del orden de  $\pm 2.0357$ , por lo que los  $t$  estimados (7.254 y -3.984) caen fuera de la región de aceptación. Queda confirmada la significación estadística de los coeficientes estimados.

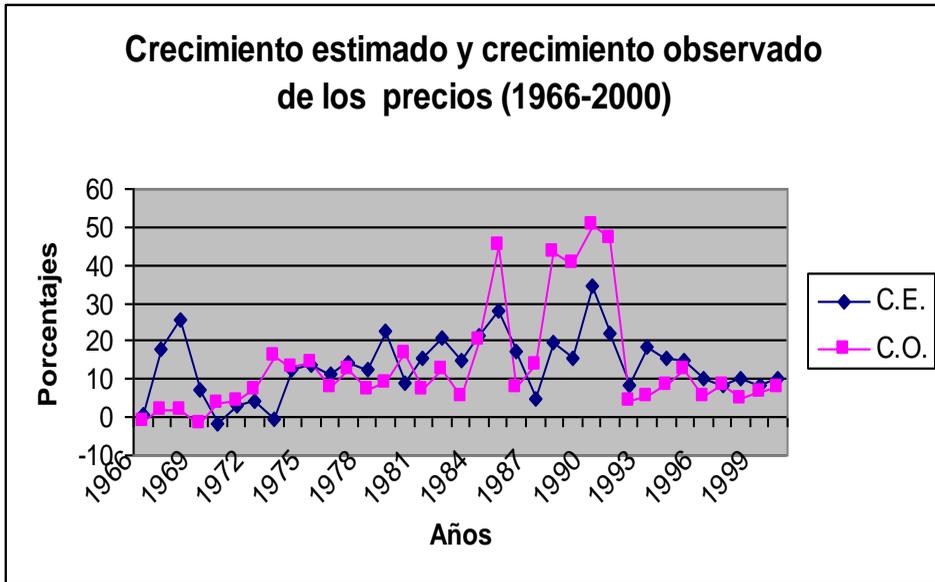
El  $r^2$  indica que el 53.5% de las variaciones de la variable dependiente (crecimiento de los precios), viene explicado por la variable independiente (crecimiento del PIB).

En cuarto lugar, si  $F_{1, 33} = 15.87$ , para (1, 33) grados de libertad, que es la razón de varianzas, fue el valor concreto que adoptó este estadístico, luego la  $F$  crítica para un nivel de confianza de 95%, equivale a 4.143, de donde se infiere que la  $F$  calculada cae fuera de la zona de aceptación de la hipótesis nula, por consiguiente queda rechazada la hipótesis de que la variable independiente no ejerce incidencia en la determinación de los cambios en la variable dependiente.

De todos modos, el signo del coeficiente estimado de la pendiente, es negativo, lo que quiere decir que cuando el ritmo de expansión del producto agregado se acelera, el ritmo de crecimiento de los precios se aminora. Este resultado choca directamente con la teoría económica convencional. De acuerdo a estos resultados, la correlación que existe entre el crecimiento de los precios y el crecimiento del PIB, es negativa, es decir, cuando aumenta el ritmo de crecimiento del producto agregado, se atenúa el crecimiento de los precios. En efecto, el CCP arrojó un valor de -0.57.

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1 y 2.957) representan magnitudes relativamente bajas. El estadístico Durbin Watson (0.57) está próximo a cero, lo que indica que hay problemas de autocorrelación. El gráfico que se expone abajo, muestra los resultados del ajuste logrado.

Gráfico 100



**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

**Nota:** C.E., crecimiento estimado; C.O., crecimiento observado.

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 variable independiente; 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.

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  $e = m - y$ , obtendremos resultados (inflación predicha o estimada), que podrían ser objeto de variadas interpretaciones (véase el cuadro 177 y el gráfico 101).

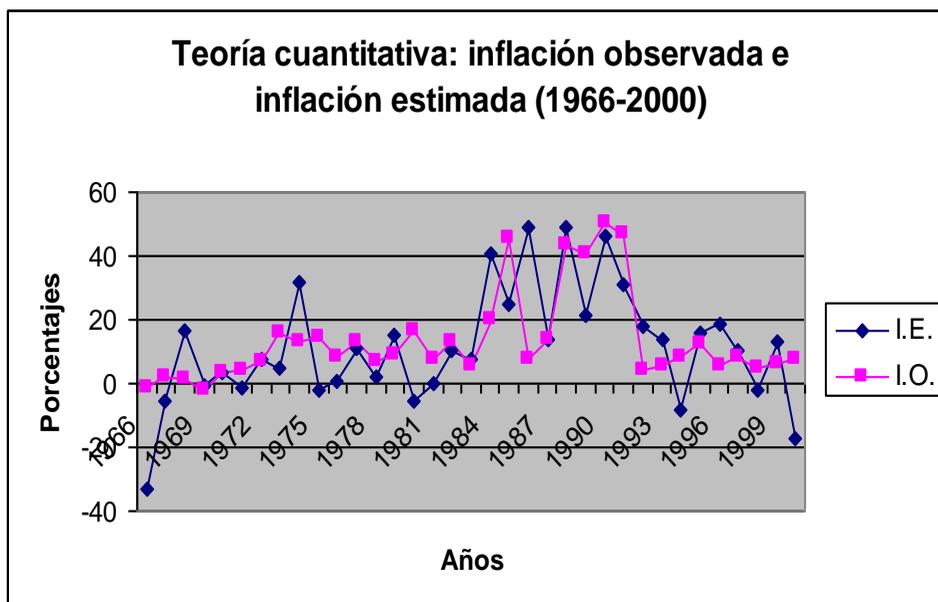
**Cuadro 177**  
**Teoría cuantitativa: inflación estimada (1966-2000)**

<b>Año</b>	<b>Crecimiento de la oferta monetaria (m)</b>	<b>Crecimiento PIB real (y)</b>	<b>Inflación estimada (e= m-y)</b>
1966	- 20.7	12.25	-32.95
1967	-2.22	3.24	-5.46
1968	15.59	-1.05	16.64
1969	8.52	8.90	-0.38
1970	16.61	13.38	3.23
1971	9.54	10.87	-1.33
1972	17.95	10.39	7.56
1973	17.92	12.90	5.02
1974	37.74	6.00	31.74
1975	3.46	5.19	-1.73
1976	7.67	6.73	0.94
1977	16.01	4.98	11.03
1978	7.96	6.04	1.92
1979	15.96	0.68	15.28
1980	2.25	7.97	-5.72
1981	4.09	4.28	-0.19
1982	12.03	1.70	10.33
1983	12.38	4.63	7.75
1984	41.90	1.25	40.65
1985	22.96	-2.12	25.08
1986	52.72	3.52	49.20
1987	23.94	10.12	13.82
1988	51.32	2.16	49.16
1989	25.92	4.40	21.52
1990	40.48	-5.45	45.93
1991	32.06	0.97	31.09
1992	26.02	8.02	18.00
1993	16.62	2.99	13.63
1994	-3.90	4.35	-8.25
1995	20.37	4.75	15.62
1996	25.95	7.30	18.65
1997	18.66	8.20	10.46

Año	Crecimiento de la oferta monetaria (m)	Crecimiento PIB real (y)	Inflación estimada (e= m-y)
1998	4.91	7.30	-2.39
1999	21.38	8.00	10.38
2000	-10.06	7.30	-17.36

Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

Grafico 101



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

Nota: I.E., inflación estimada; I.O., inflación observada.

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 de Pearson	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) Índice de condición	IC= 1 y 2.550
10) Durbin Watson	DW= 1.654

La primera fila representa la ecuación lineal estimada. El intercepto estimado está representado por 5.354 y el coeficiente estimado de la pendiente por 0.477. La segunda fila (cifras entre paréntesis) representa los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión. La tercera fila (cifras entre paréntesis) representa los valores t estimados, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero. La cuarta fila (cifras entre paréntesis), representa los valores p (probabilidad) estimados.

Cuando observamos los valores de probabilidad (p) estimados, correspondientes a los coeficientes t estimados, se infieren resultados contradictorios en lo que concierne al nivel de significancia de cada valor t estimado. De modo que 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 1.777 es 0.085, bastante significativa. Por consiguiente, 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 850 en 10,000 casos, que es una probabilidad alta. Habría que aceptar pues 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 3.662 es casi cero (0.001). Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es

prácticamente cero, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula.

Luego, si el  $t$  estadístico del coeficiente estimado, es sometido a la prueba de hipótesis, de dos colas, a un nivel de confianza de 95% y 33 grados de libertad, obtenemos un  $t$  del orden de  $\pm 2.0357$ , por lo que el  $t$  estimado del coeficiente de la pendiente, cae fuera de la región de aceptación, (se rechaza la hipótesis nula), pero en el caso del intercepto, cae dentro de la zona de aceptación.

Evaluemos los resultados del análisis de regresión. Primero, el signo del coeficiente estimado, es positivo, lo que quiere decir que cuando el ritmo de expansión de la oferta monetaria se acelera, el ritmo de crecimiento de los precios se acelera también, tal como postula la teoría económica. De acuerdo a estos resultados, la correlación que existe entre el crecimiento de los precios y el crecimiento de la oferta monetaria, es positiva, es decir, cuando aumenta el ritmo de crecimiento de la oferta monetaria, se incrementa el crecimiento de los precios. Estos resultados son consistentes con la teoría: la inflación está asociada positivamente con el crecimiento de la oferta monetaria (teoría cuantitativa del dinero).

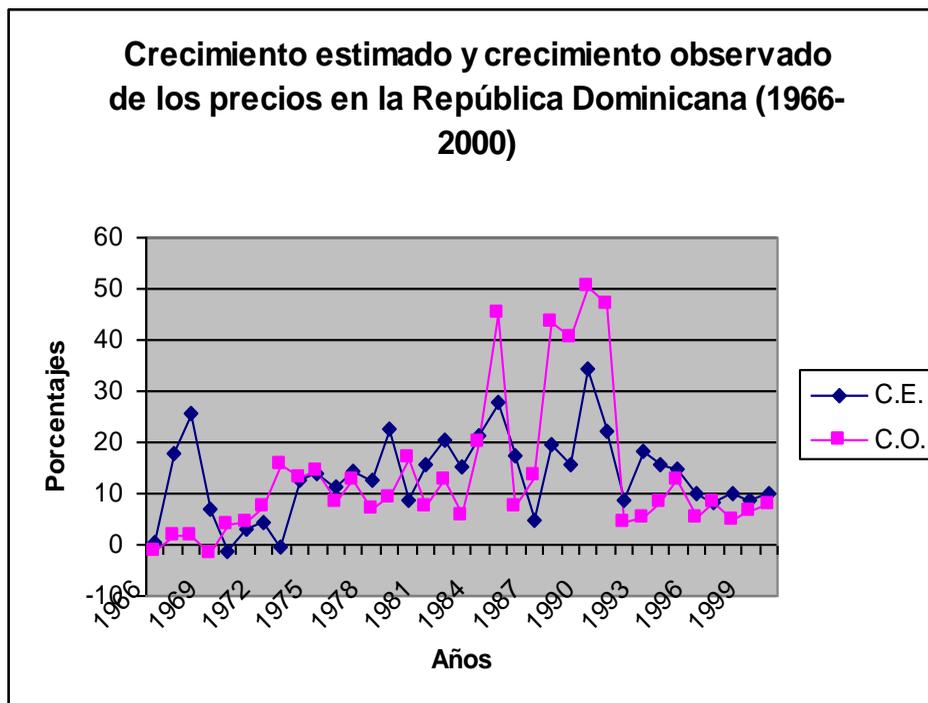
El  $r^2$  indica que el 25% de las variaciones de la variable dependiente (crecimiento de los precios), viene explicado por la variable independiente (crecimiento de la oferta monetaria).

En cuarto lugar, si  $F_{1, 33} = 11.133$  para (1, 33) grados de libertad, que es la razón de varianzas, fue el valor concreto que adoptó este estadístico, luego la  $F$  crítica para un nivel de confianza de 95%, equivale a 4.14, de donde se infiere que la  $F$  estimada cae fuera de la zona de aceptación de la hipótesis nula, por consiguiente queda rechazada la hipótesis de que la variable independiente (crecimiento de la oferta monetaria) no ejerce incidencia en la determinación de los cambios en la variable dependiente (crecimiento de los precios).

En síntesis, en el modelo propuesto uno de los coeficientes estimados es estadísticamente significativo y al mismo tiempo el signo que asume dicho coeficiente, no contradice la realidad ni la teoría económica.

Estamos frente a un ajuste aceptable, como se puede advertir en el gráfico que presentamos a continuación:

**Gráfico 102**



**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

**Nota:** C.E., crecimiento estimado de los precios; C.O., crecimiento observado de los precios.

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:

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) Índice de colinealidad	IC = (1 y 1.83)
10) Durbin Watson	DW = 1.859

La primera fila representa la ecuación lineal estimada. El intercepto estimado está representado por 9.496 y el coeficiente estimado de la pendiente por 0.493. La segunda fila (cifras entre paréntesis) representa los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión. La tercera fila (cifras entre paréntesis) representa los valores t estimados, bajo la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión individual es cero. La cuarta fila (cifras entre paréntesis), representa los valores p (probabilidad) estimados.

Evaluemos los resultados del análisis de regresión. Primero, el signo del coeficiente estimado de la pendiente, es positivo, lo que quiere decir que cuando el ritmo de expansión del salario público se acelera, el ritmo de crecimiento de los precios se acelera también, tal como postula la teoría económica. De acuerdo a estos resultados, la correlación que existe entre el crecimiento de los precios y el crecimiento de los salarios es positiva, es decir, cuando aumenta el ritmo de crecimiento de los salarios, se

incrementa el crecimiento de los precios. Estos resultados son consistentes con la teoría.

En segundo lugar, el coeficiente estimado resulta estadísticamente significativo, es decir, diferente de cero, ya que el valor de la probabilidad del t estimado es muy bajo (0.001), casi cero. Esta argumentación aplica igualmente para el caso referido al coeficiente del intercepto. En otras palabras, si los t estadísticos de los coeficientes estimados, son sometidos a la prueba de hipótesis, de dos colas, a un nivel de confianza de 95% y 33 grados de libertad, obtenemos un t del orden de  $\pm 2.0357$ , por lo que los t estimados caen fuera de la zona de aceptación de la hipótesis nula. Queda pues confirmada la significación estadística de los coeficientes estimados.

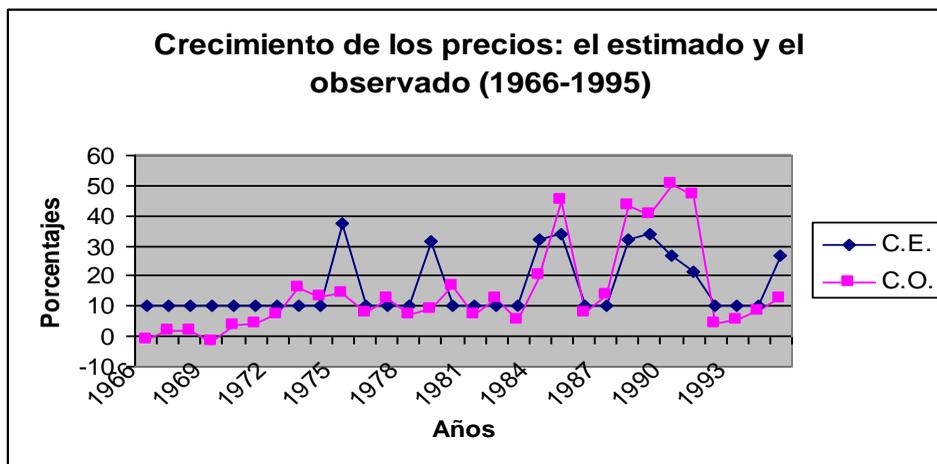
En tercer lugar, siendo  $r^2 = 0.28$  quiere decir que el 28% de los cambios en la variable dependiente son explicados por los cambios en la variable independiente. En cuarto lugar, si  $F_{1, 33} = 12.958$ , para (1, 33) grados de libertad, que es la razón de varianzas, fue el valor concreto que adoptó este estadístico, luego la F crítica para un nivel de confianza de 95%, equivale a 4.14, de donde se infiere que la F estimada cae fuera de la zona de aceptación de la hipótesis nula, por consiguiente queda rechazada la hipótesis de que la variable independiente no ejerce incidencia en la determinación de los cambios en la variable dependiente.

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición ((1, y 1.83) son muy bajos. Igualmente, el estadístico Durbin Watson (1.859) está próximo a 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

En síntesis, en el modelo propuesto los coeficientes estimados son estadísticamente significativos y al mismo tiempo los signos que asumen dichos coeficientes, no contradicen la realidad ni la teoría económica.

Estamos frente a buen ajuste. Véase el gráfico que se presenta a continuación:

Gráfico 103



**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

**Nota:** C.E., crecimiento estimado de los precios; C.O., crecimiento observado de los precios.

**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.<sup>50</sup>

<sup>50</sup> Véase a Smithin, J. (2003): Op. cit., pp. 187-88.

## 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) Correlación	CCP= 0.749			
6) Coeficiente de determinación	$R^2 = 0.56$			
7) Grados de libertad	g de l= 31			
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,33} = 13.225$			
9) Índice de colinealidad	IC= (1, 1.74 y 5.344)			
10) 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:

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	$F_{1, 33} = 3433.458$
9) Índice de colinealidad	IC= (1, 2.477 y 27.341)
10) Durbin Watson	DW= 0.468

**Juicios críticos.** Al hacer el balance de la política monetaria, fijamos cuatro criterios teóricos, de conformidad a Peter Howells en *Monetary policy*,<sup>51</sup> tales como: rol dominante de la demanda agregada en la determinación del nivel de la actividad económica, ausencia de automaticismo 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.

---

<sup>51</sup> 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, afectó a la industria local y su acceso al crédito bancario, fortificando el proceso de desindustrialización (cuadro 178).

**Cuadro 178**  
**Tasa de interés nominal activa prevaleciente en la República Dominicana (1980-1999)**

Año	%
1980	12.78
1985	17.30
1990	33.30
1995	30.81
1999	26.15
2000	26.59

**Fuente: Banco Central de la República Dominicana.**

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 no existen

instituciones estatales que protejan al consumidor y que en consecuencia puedan 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.

**Resumen del balance de la política monetaria. SUSTENTACIÓN:** la política monetaria depende de la renta nacional.

**DIAGNÓSTICO:** a partir del decenio de los ochenta se produce estancamiento e inflación, fruto esencialmente de los choques externos; se agudiza la depreciación del tipo de cambio; emergen indicios de desindustrialización.

**TERAPÉUTICA:** liberalización de los tipos de interés y uso de los certificados de participación como principal instrumento monetario, en manos del Banco Central; impulso de una reforma financiera que tuvo como centro la definición de normas y procedimientos legales en procura de la estabilidad y desarrollo del sector financiero dominicano.

**RESULTADOS:** la liberalización de los tipos de interés y su consiguiente alza, afectó a la industria local y su acceso al crédito bancario; se produjo una mejoría de estos indicadores bancarios: pasivos líquidos del sistema financiero como proporción del PIB; cociente entre préstamos y depósitos.

### **Balance de la política de balanza de pagos dominicana**

**Importaciones de bienes y servicios.** 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 República Dominicana. Esta variable depende fundamentalmente de la renta nacional. A este respecto, ¿qué dice el análisis econométrico? Veamos:

**Cuadro179**  
**Importaciones de bienes y servicios y PIB reales en la República Dominicana (1950-2000)**

**(A precios constantes de 1970)**

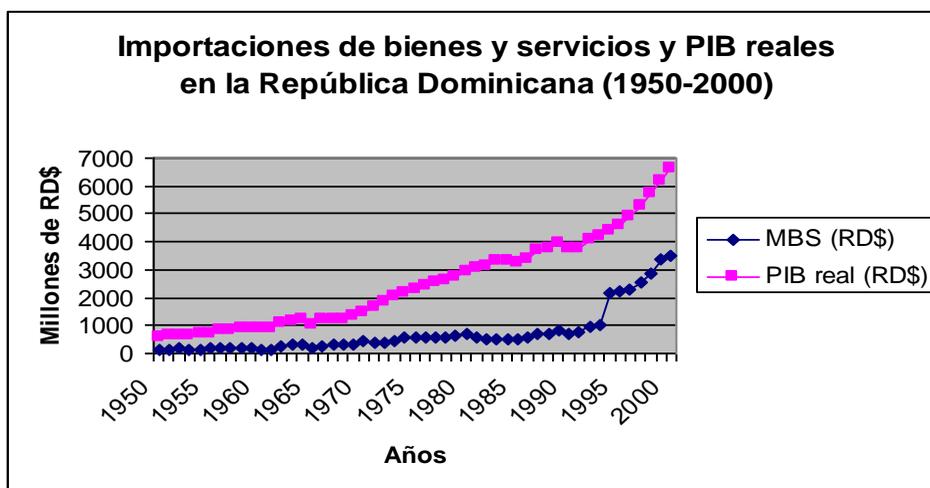
<b>Año</b>	<b>Importaciones de bienes y servicios reales (RD\$)</b>	<b>PIB real (RD\$)</b>
1950	102.00	547.60
1951	155.00	606.50
1952	161.20	657.60
1953	154.60	649.80
1954	155.70	687.20
1955	177.40	730.90
1956	196.30	802.20
1957	210.30	851.90
1958	216.10	897.90
1959	170.60	915.40
1960	148.30	919.60
1961	130.40	905.80
1962	247.90	1,058.80
1963	295.10	1,122.00
1964	340.20	1,188.40
1965	209.30	1,049.40
1966	284.50	1,177.90
1967	290.00	1,216.00
1968	316.40	1,203.20
1969	347.60	1,310.20
1970	414.90	1,485.53
1971	385.40	1,647.03
1972	406.00	1,818.23
1973	461.10	2,052.70
1974	552.70	2,175.90
1975	564.60	2,288.90
1976	542.60	2,442.90
1977	572.50	2,564.60
1978	557.90	2,619.50
1979	625.30	2,738.20
1980	704.80	2,956.40
1981	602.20	3,082.93
1982	492.30	3,135.30
1983	511.60	3,280.40
1984	482.80	3,321.50
1985	502.90	3,251.00

## Tesis Doctoral (Cuarto Volumen)

Año	Importaciones de bienes y servicios reales (RD\$)	PIB real (RD\$)
1986	603.20	3,365.50
1987	711.90	3,706.00
1988	725.00	3,785.90
1989	839.30	3,952.50
1990	718.60	3,736.92
1991	737.10	3,772.20
1992	926.60	4,073.13
1993	1,012.40	4,193.64
1994	2,161.00	4,375.01
1995	2,250.30	4,579.32
1996	2,318.80	4,907.40
1997	2,514.40	5,307.61
1998	2,835.20	5,702.00
1999	3,353.10	6,166.67
2000	3,488.50	6,644.94

Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

Gráfico 104



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

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= $-386.501 + 0.451\text{PIBR}$
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 de Pearson	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) Índice de colinealidad	IC= 1 y 3.395
10) Durbin Watson	DW= 0.167

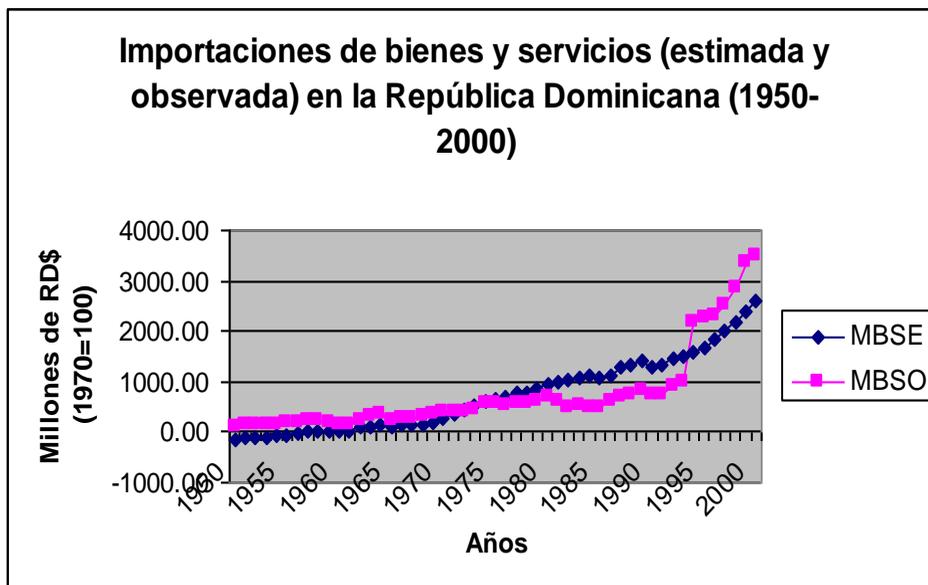
Bondad del ajuste. En el caso del intercepto y el coeficiente correspondiente al PIBR, la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto y el coeficiente citado, es cero, se rechaza puesto que su nivel de probabilidad es muy baja (0.001 y 0.000, respectivamente). Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es cero, queda rechazada la hipótesis nula.

Por su parte el  $r^2$  indica que el 77% de las variaciones de la variable dependiente (importaciones de bienes y servicios) viene explicado por la variable independiente, el PIB real.

La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 49 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 49} = 4.04$ , obviamente inferior a la F estimada (160.978), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente.

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1, y 3.395) son bastantes bajos. El estadístico Durbin Watson (0.167) está próximo a cero, lo que indica que hay ciertos problemas de autocorrelación. De todos modos, estamos frente a un buen ajuste, como se puede advertir en el gráfico que exponemos a continuación:

Gráfico 105



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

En el gráfico presentado arriba, donde se muestran las curvas de las importaciones de bienes y servicios, estimada y observada, se pone de manifiesto como las importaciones observadas 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 República (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 vía las remesas de dominicanos radicados en el exterior.

Analicemos la problemática de las importaciones de bienes y servicios a partir de la estimación de una ecuación del siguiente tipo

$$MBSR = \alpha(MBSR_{t-1})^\beta (GI)^\psi,$$

Donde:

MBSR= importaciones de bienes y servicios reales;

$MBSR_{t-1}$  = importaciones de bienes y servicios reales con rezago;  
 GI= gasto interno;

$\alpha$ = intercepto;

$\beta$ = elasticidad de las importaciones de bienes y servicios, con respecto a las importaciones con rezago;

$\psi$ = elasticidad de las importaciones de bienes y servicios, con respecto al gasto interno;

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

$$\ln MBSR = \ln \alpha + (\beta) \ln(MBSR_{t-1}) + (\psi) \ln(GI)$$

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	$\ln MBSR = \ln -0.586 + 0.8 \ln(MBSR_{t-1}) + 0.247 \ln(GI)$		
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	$R^2 = 0.956$		
6) Coeficiente de			

determinación	R= 0.978
7) Grados de libertad	g de l= 47
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 47} = 506.669$
9) Índice de colinealidad	IC= (1, 17.501 y 68.131)
10) Durbin Watson	DW= 1.666

Bondad del ajuste. En el caso del intercepto, se acepta la hipótesis nula de que el verdadero valor del intercepto es cero, puesto que su nivel de probabilidad es muy elevado 0.11; luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es 0.11, es decir 1,100 por cada 10,000 casos, que es alta, queda confirmada la hipótesis nula.

En el caso de la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la variable  $MBSR_{t-1}$  es cero, debemos decir que la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 8.584 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 coeficiente de la variable citada, es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula.

En lo que concierne a que la hipótesis nula, en referencia a que el verdadero valor del coeficiente de la variable GI es 0.03, debemos decir que la probabilidad exacta de alcanzar un valor t mayor o igual a 2.233 es (0.03). Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es prácticamente cero, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la variable citada, es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula.

El hecho de que los coeficientes sean valores positivos, 0.8 y 0.247, significa que variaciones, por ejemplo de 1% en la variable independiente,  $MBSR_{t-1}$ , cuando la otra variable independiente se mantiene constante, originan variaciones de una magnitud de aproximadamente de 0.8% en la variable dependiente, mientras que cuando varía en un 1% la variable independiente GI, manteniéndose constante la otra variable independiente, origina variaciones de 0.247% en la variable dependiente.

Por su parte el  $R^2$  indica que el 95.6% de las variaciones de la variable dependiente (MBSR) viene explicado por las variables independientes.

La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 47 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 47} = 4.052$ , obviamente inferior a la F calculada 506.669, por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de las variables independientes sobre la dependiente. Existe, además, una correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, podrían presentarse algunos problemas de multicolinealidad, ya que los índices de condición, presentan magnitudes relativamente altas. El estadístico Durbin Watson (1.666) está próximo a 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

**Exportaciones de bienes y servicios.** 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) como se puede apreciar en el cuadro 180.

**Cuadro 180**  
**Exportaciones de bienes y servicios en la República Dominicana (1966-2000)**

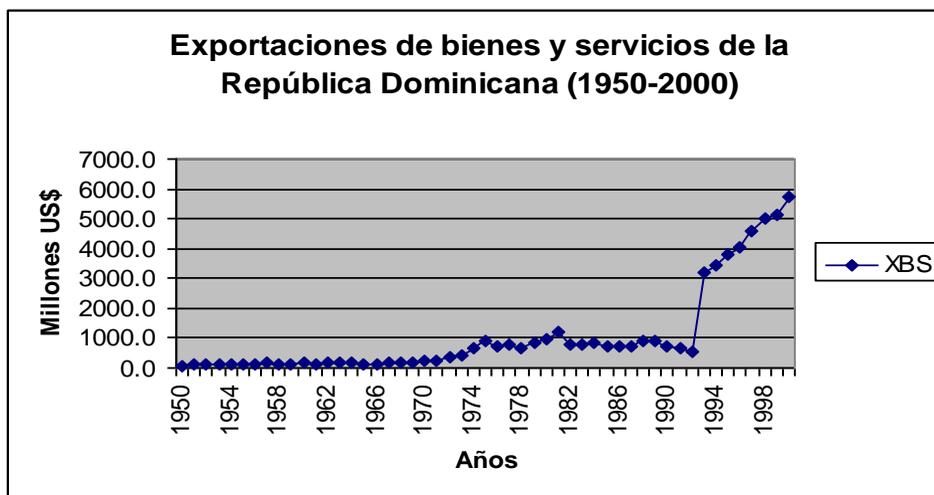
<b>Año</b>	<b>Exportaciones de bienes y servicios (US\$)</b>	<b>Crecimiento de las exportaciones de bienes y servicios (%)</b>
1950	83.50	
1951	118.50	41.92
1952	116.30	-1.86
1953	104.10	-10.49
1954	121.10	16.33
1955	114.80	-5.20
1956	126.50	10.19
1957	161.00	27.27
1958	134.70	-16.34
1959	131.80	-2.15
1960	164.60	24.89
1961	138.90	-15.61
1962	169.60	22.10
1963	174.30	2.77
1964	179.40	2.93
1965	125.50	-30.04
1966	136.70	8.92
1967	156.20	14.26
1968	163.50	4.67
1969	184.10	12.60
1970	213.20	15.81
1971	243.00	13.98
1972	347.60	43.05
1973	442.10	27.19
1974	636.80	44.04
1975	893.80	40.36
1976	716.40	-19.85
1977	780.50	8.95
1978	675.50	-13.45
1979	868.60	28.59
1980	961.90	10.74
1981	1,188.00	23.51
1982	767.70	-35.38
1983	785.20	2.28
1984	868.10	10.56
1985	738.50	-14.93
1986	722.10	-2.22

## Linares

Año	Exportaciones de bienes y servicios (US\$)	Crecimiento de las exportaciones de bienes y servicios (%)
1987	711.30	-1.50
1988	889.70	25.08
1989	924.40	3.90
1990	734.50	-20.54
1991	658.30	-10.37
1992	562.50	-14.55
1993	3,211.00	470.84
1994	3,452.50	7.52
1995	3,779.50	9.47
1996	4,052.80	7.23
1997	4,613.70	13.84
1998	4,980.50	7.95
1999	5,136.70	3.14
2000	5,736.70	11.68

Fuente: Banco Central de la República Dominicana.

Gráfico 106



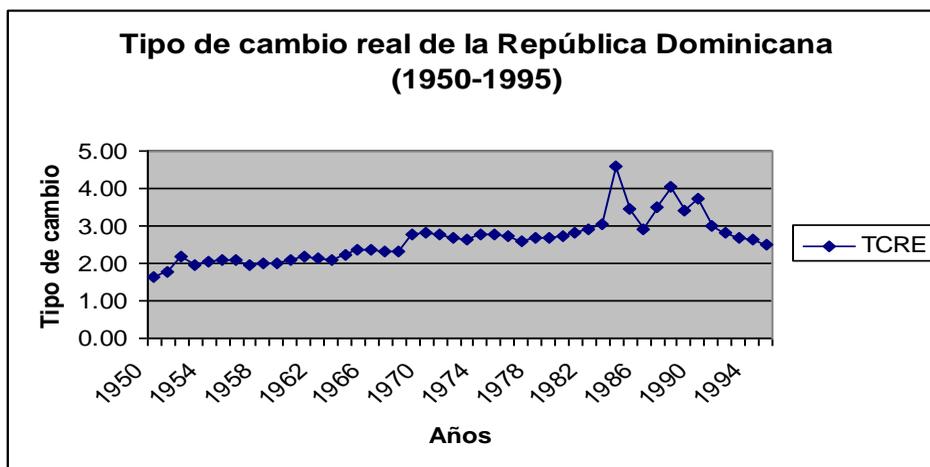
Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

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 (véase el gráfico presentado más abajo), 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.

**Gráfico 107**



**Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).**

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”.<sup>52</sup>

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= $-915.272 + 76.001\text{Tiempo}$
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 de Pearson	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) Índice de colinealidad	IC= 1 y 3.796
10) Durbin Watson	DW= 0.16

Bondad del ajuste. En el caso del intercepto y el coeficiente correspondiente a la variable Tiempo, la hipótesis nula de que el

<sup>52</sup> Martí, A.: Op. cit., p. 281.

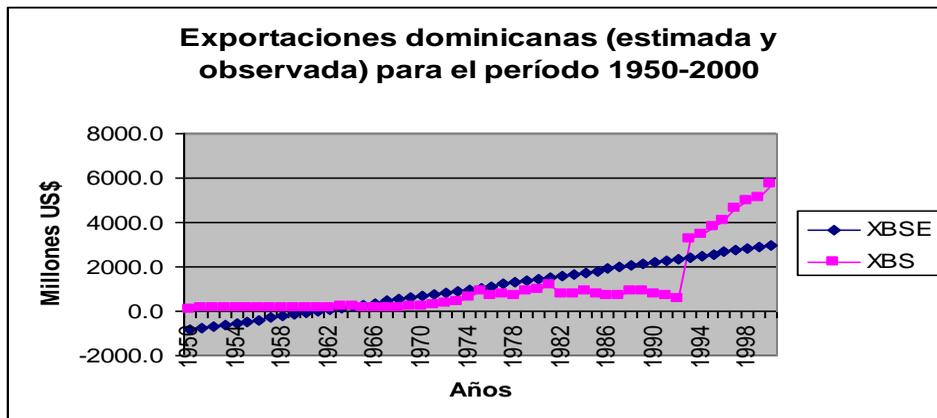
verdadero valor del intercepto y el coeficiente citado, es cero, se rechaza puesto que su nivel de probabilidad es muy baja (0.003 y 0.000, respectivamente). Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es cero, queda rechazada la hipótesis nula.

Por su parte el  $r^2$  indica que el 56% de las variaciones de la variable dependiente (exportaciones de bienes y servicios) vienen explicados por la variable independiente, el tiempo.

La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 49 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1,49} = 4.04$ , obviamente inferior a la F estimada (62.193), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente.

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1, y 3.796) son bastantes bajos. El estadístico Durbin Watson (0.16) está próximo a cero, lo que indica que hay ciertos problemas de autocorrelación. De todos modos, estamos frente a buen ajuste, como se puede observar en el siguiente gráfico:

**Gráfico 108**



**Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).**

Ensayemos un modelo que implique la estimación de una ecuación del siguiente tipo

$$XBSR = \alpha(XBSR^{\beta}_{t-1})(XBSR/PIBR)^{\psi}$$

Donde:

$XBSR$  = exportaciones de bienes y servicios reales;

$XBSR^{\beta}_{t-1}$  = exportaciones de bienes y servicios reales con rezago;

$(XBSR/PIBR)$  = proporción de las exportaciones sobre el producto agregado;

$\alpha$  = constante;

$\beta$  = elasticidad de las exportaciones de bienes y servicios, con respecto a las exportaciones con rezago;

$\psi$  = elasticidad de las exportaciones de bienes y servicios, con respecto al coeficiente de exportación.

En esta función,  $XBSR = \alpha(XBSR^{\beta}_{t-1})(XBSR/PIBR)^{\psi}$ , 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

$$\ln XBSR = \ln \alpha + (\beta) \ln(XBSR_{t-1}) + (\psi) \ln(XBSR/PIBR)$$

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 de Pearson	$R^2 = 0.97$		
6) Coeficiente de determinación	R= 0.98		
7) Grados de libertad	g de l= 47		
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 47} = 773.063$		
9) Índice de colinealidad	IC= (1, 16.507 y 30.437)		
10) Durbin Watson	DW= 1.688		

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 -2.44 es 0.019. 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 0.019, que equivale a 190 por cada 10,000 casos, probabilidad que es baja; de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es distinto a cero; es rechazada la hipótesis nula. Respecto a los coeficientes pertenecientes a las variables exportaciones con rezago y el coeficiente de exportación, son significativos, pues la probabilidad de ocurrencia de la hipótesis nula es cero en ambos casos, por lo que queda rechazada.

En la función estimada,  $\beta$  equivale a 0.884, y representa la elasticidad parcial de las XBSR, con respecto a las exportaciones con rezago, es decir mide el cambio porcentual en la en las XBSR (0.884%) debido, a una variación del 1% en la citada variable independiente, manteniendo constante la otra variable explicativa.

De la misma manera,  $\psi$ , que equivalente a 0.415, es la elasticidad parcial de las XBSR, con respecto a la variable XBSR/PIBR, mide el cambio porcentual en las exportaciones (0.415%) debido, a una variación del 1% en la citada variable explicativa, manteniendo constante la otra variable explicativa.

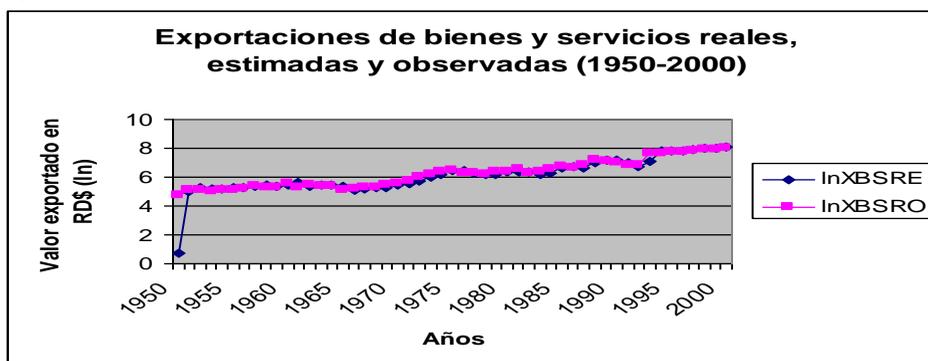
El  $R^2$  indica que el 97% de las variaciones de la variable explicada, viene explicado por las variables explicativas.

La razón de varianza,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 47 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 47} = 4.052$ , inferior la  $F$  calculada (773.063), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de las variables explicativas sobre la explicada.

Por otra parte, existen problemas graves de multicolinealidad, puesto que los IC alcanzaron cifras elevadas para los valores de la mayoría de las variables involucradas en el modelo, en cambio, el estadístico Durbin Watson se encuentra en la vecindad de 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

El ajuste logrado, prácticamente perfecto, se puede ver con más claridad en el gráfico que abajo exponemos.

**Gráfico 109**



**Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).**

Sin dudas el ajuste obtenido es excelente, reforzado por el elevado R cuadrado, 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).

**Juicios críticos.** 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”*.<sup>53</sup> (Comillas y cursiva son nuestras).

---

<sup>53</sup> ONAPLAN (2000): “El resultado exportador de la República Dominicana en la década de los noventa”0, p. 65.

La situación está Oderivando 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 (...)*”<sup>54</sup>, (comillas, cursiva y el punto suspensivo 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. 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*”.<sup>55</sup> (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

---

<sup>54</sup> 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.

<sup>55</sup> CEPAL (2001): *Desarrollo económico y social en la República Dominicana*. Tomo I. Impreso en Santo Domingo, R.D., pp. 293-296.

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 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.<sup>56</sup> 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

---

<sup>56</sup> CEPAL (2001): *Desarrollo económico y social en la República Dominicana*. Tomo I. Impreso en Santo Domingo, R.D., p. 269.

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.

**Resumen del balance de la balanza de pagos.** SUSTENTACIÓN: estado de la cuenta de la cuenta corriente de la balanza de pagos: depende de la renta nacional, la oferta monetaria y la política cambiaria.

DIAGNÓSTICO: déficit en las balanzas de bienes y de renta de inversión; superávit en la balanzas de servicios y transferencias unilaterales netas.

TERAPÉUTICA: devaluación del tipo de cambio.

**RESULTADOS:** el carácter deficitario de la balanza de bienes se ha recrudecido. Surge el peligro de la insostenibilidad; la devaluación del tipo de cambio ha afectado negativamente a la industria de sustitución de importaciones, porque 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 cambio la industria de zona franca, ha salido favorecida con dicha devaluación.

### **5.3. Balance y prospectiva en el campo de la política social dominicana**

En este acápite, pasaremos balance a los temas de gasto social, género, educación, salud, vivienda, agua potable, vivienda, empleo, seguridad social, asistencia social, carácter reduccionista de la política de ajuste sobre el sector social, entre otros.

#### **Balance de género humano en la República Dominicana**

**Introducción.** Este balance lo hacemos apoyándonos en tres índices: el de desarrollo humano, el de pobreza y el de desarrollo de género.

**Índice de Desarrollo Humano (IDH).** Éste refleja tres facetas del desarrollo humano: vivir una vida larga y saludable; disponer de educación; y tener un nivel de vida digno; para su cálculo el PNUD usa la siguiente metodología: obtiene cuatro indicadores, tasa de alfabetización de adultos, tasa bruta combinada de matriculación en los niveles primario, secundario y terciario e ingreso per cápita; luego estos indicadores son transformados en índices, obteniendo tres índices: esperanza de vida, educación e ingreso; finalmente el IDH se obtiene como un promedio simple de los tres índices señalados (cuadro 181).

**Cuadro 181**  
**Índice de Desarrollo Humano (IDH) de la República Dominicana (1975-2000)**  
(%)

Variable	1975	1980	1985	1990	1995	2000
IDH	0.617	0.648	0.670	0.678	0.699	0.73

Variable	1975	1980	1985	1990	1995	2000
						1
-PIB per capita (PPA en US\$)	3,460	4,020	4110	4,230	4,870	6,370
-*TBCMPSyT (%)	58.1	64.0	70.2	62.5	64.5	73.5
-Tasa alfabetismo de adultos (%)	70.6	74.0	76.9	79.4	81.7	83.7
-Esperanza de vida al nacer (años)	60.8	62.3	63.6	65.2	66.4	66.8

Fuente: PNUD, 2004.

\*Tasa bruta combinada de matriculación primaria, secundaria y terciaria.

El IDH en la República Dominicana, del año 1975 al 2000, se incrementó en 18.47%, influenciado principalmente por el aumento en los renglones relacionados con el alfabetismo y la matriculación en el sistema educativo dominicano (niveles primario, secundario y terciario). Este índice ha ido mejorando con el paso del tiempo, aunque su crecimiento ha experimentado fuertes fluctuaciones. Decae en el decenio de los ochenta (década perdida) y asciende en el decenio de los noventa (década de crecimiento con estabilidad de precios). El IDH, ha estado supeditado al comportamiento de la economía, no obedeció a una estrategia deliberada de mejoramiento de los renglones que constituyen (matrícula educativa, esperanza de vida y el alfabetismo) y fluctúa conforme a los cambios en el modelo económico y choques internos y externos que han afectado el desenvolvimiento de la economía.

Dicho índice cuando es inscrito en el mundial, la República Dominicana ocupa el lugar número 98 de 177 países; en contraste, cuando se estima su posición en función del PIB per cápita (en dólares PPA), la República Dominicana ocupa la posición 71, lo que representa 27 posiciones de diferencia. De modo que *“(...) ha habido un desaprovechamiento en el uso de la riqueza nacional para mejorar el bienestar de las dominicanas y los dominicanos, denotando un sesgo pro crecimiento económico que... no ha sido capaz de pasar a un círculo virtuoso entre crecimiento económico y desarrollo humano. Peor aún ese nivel de desaprovechamiento coloca a República Dominicana en la posición 13 de 177 en 2002, es decir, está entre los primeros 13 países en el mundo que menos aprovechamiento han hecho del ingreso por habitante para*

*mejorar el nivel de desarrollo humano. En América Latina y el Caribe queda en la segunda posición*".<sup>57</sup> (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

Nuestro problema es que la República Dominicana, ha estado sometida a un régimen de desarrollo, que castiga el desarrollo humano, mientras prioriza, de modo asimétrico, el crecimiento económico.

A dicho respecto Gustav Ranis y Frances Stewart, dicen: *“De acuerdo con este razonamiento, clasificamos el desempeño de los países en cuatro categorías: la de ciclo virtuoso, la de ciclo vicioso y dos categorías de desarrollo asimétrico, una con sesgo pro desarrollo humano (esto es, con fuerte desarrollo humano y escaso crecimiento económico) y otra con sesgo por crecimiento económico (es decir, con escaso desarrollo humano y marcado crecimiento económico). En el caso del ciclo virtuoso, un buen desarrollo humano refuerza el crecimiento, el que a su vez promueve el desarrollo humano y así sucesivamente. En el caso del ciclo vicioso, un comportamiento deficiente en materia de desarrollo humano tiende a traducirse en resultados mediocres en cuanto a crecimiento, lo que a su vez reduce los logros de desarrollo humano, y así sucesivamente (...)*”<sup>58</sup> (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

Obviamente el caso dominicano cae perfectamente en la modalidad de desarrollo asimétrico con fuerte sesgo hacia el crecimiento económico, que ha favorecido principalmente a la élite económica predominante.

**Índice de Pobreza Humana.** En cuanto al IPH<sup>59</sup>, podemos decir que la República Dominicana ocupa la posición 26 en 94 países en desarrollo;

---

<sup>57</sup> PNUD (2005): *Informe nacional de desarrollo humano*. República Dominicana 2005. Editora Corripio. Santo Domingo, R.D., pp. 24-25.

<sup>58</sup> Ranis, G. y Stewart, F. (2002): “Crecimiento económico y desarrollo humano en América Latina”. *Revista de la CEPAL*, No. 78, p. 13.

<sup>59</sup> Se obtiene calculando los términos de esta ecuación:  $IPH-1 = [1/3(P1a+P2a+P3a)]1/a$  donde:

P1= probabilidad al nacer de no sobrevivir hasta los 40 años de edad

P2= tasa de analfabetismo de adultos

también ocupa la posición 15 de 24 países de América Latina y el Caribe; y tiene un IPH (13.7%), superior al promedio ponderado de esos 24 países (11.3%), “(...) debido a que la mayoría de los indicadores que componen el índice muestran un peor desempeño que el promedio latinoamericano (...)”<sup>60</sup> (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros). (Véase el cuadro 182, en anexo).

**Índice de Desarrollo de Género.** El IDG<sup>61</sup> promedio para América Latina y el Caribe expresa valores más afortunados que en la República Dominicana, en otras palabras la mujer dominicana, en cuanto a desarrollo humano, está por debajo de la latinoamericana y caribeña. Estas privaciones se manifiestan en el IDG, propiamente, en la esperanza de vida al nacer (EVN), en tasa de alfabetización de adultos (TAA), en la tasa bruta combinada de matriculación primaria, secundaria y terciaria (TBCMPSyT) y en la estimación de los ingresos percibidos (EIP) (véase el cuadro 183, en anexo).

**Juicios críticos.** Estos resultados desalentadores, en el campo del desarrollo humano, pone en cuestión lo que ha estado haciendo el país, en términos de alfabetización, matriculación estudiantil en el sistema educativo nacional, la esperanza de vida, vida digna, etc., tanto para el hombre como para la mujer; revelan los escasos frutos logrados con la reforma estructural de la economía en los frentes de la educación (plan decenal) y de la salud pública. Estas reformas aparentemente no están dando los beneficios que se esperaban. Los mismos deben ser evaluados. Es obvia la conclusión: el balance en lo referente a desarrollo humano en la República Dominicana, durante el período bajo estudio, es negativo.

**Resumen del balance del desarrollo de género humano.**  
SUSTENTACIÓN: desarrollo humano, depende del gasto social, el gasto público y la renta nacional.

---

P3= indicador de nivel de vida digno

a= 3

<sup>60</sup> *Ibíd.*, p. 26.

<sup>61</sup> Se sigue la misma metodología para el cálculo del IDH, pero los indicadores del IDG, se bifurcan en los sexos (hombres y mujeres).

**DIAGNÓSTICO:** en la era de Trujillo el desarrollo humano mantuvo un nivel crítico, a causa de que para el tirano, primero eran las cosas materiales y luego el ser humano; en la sociedad postrujillista el IDH ha mejorado, pero tenemos un gran rezago con respecto al resto latinoamericano y el mundo desarrollado.

**TERAPÉUTICA:** incremento del gasto social, en todos los campos del área social, educación, salud, viviendas, aguas potables, alcantarillado, asistencia social, recreación, etc.

**RESULTADOS:** el IDH decae en el decenio de los ochenta (década perdida) y asciende en el decenio de los noventa (década de crecimiento con estabilidad de precios). El IDH, ha estado supeditado al comportamiento de la economía, no obedeció a una estrategia deliberada de mejoramiento de los renglones que lo constituyen y fluctúa conforme a los cambios en el modelo económico y los choques internos y externos que han afectado el desenvolvimiento de la economía.

### **Balance en el renglón educativo dominicano**

**Análisis econométrico.** 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	$GPE = -1910.879 + 363.985 \text{Tiempo}$
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 de Pearson	CCP=0.87
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.76$
7) Grados de libertad	g de l=19
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 19} = 60.281$

9) Índice de colinealidad	IC= 1 y 3.89
10) Durbin Watson	DW= 0.136

**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  $-3.246$  es  $0.004$ . Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es  $0.004$ , es decir 40 por cada 10,000 casos, que es una probabilidad muy baja, de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es diferente 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  $7.764$  es cero ( $0.000$ ). Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es prácticamente cero, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula, igualmente.

De hecho, los coeficientes ( $-1,910.879$  y  $363.985$ ) obtenidos en la ecuación de regresión, resultan estadísticamente significativos, si los sometemos a prueba de hipótesis nula, en base a la distribución  $t$ , en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de  $95\%$  y  $19$  grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.093$ , que es inferior a los valores de  $t$  calculados, por consiguiente, éstos caen fuera de la región de aceptación.

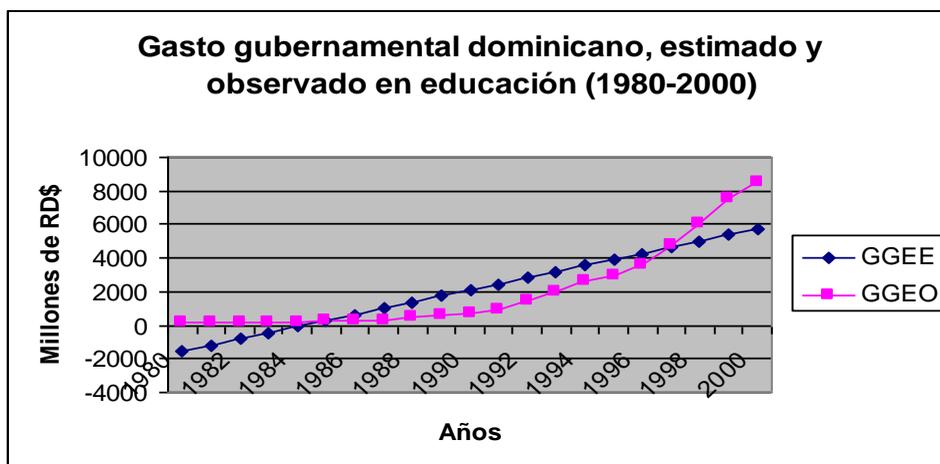
El  $r^2$  indica que el  $76\%$  de las variaciones de la variable dependiente (gasto público en educación) viene explicado por la variable independiente (factor tiempo).

La razón de varianzas,  $F$ , para los grados de libertad especificados ( $1$  en el 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  $F$  estimada, por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. Existe, además, una fuerte correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1 y 3.890) resultaron bastantes bajos. En cambio, el estadístico Durbin Watson (0.136) está próximo a cero, lo que indica que hay ciertos problemas de autocorrelación. De todos modos, estamos frente a un buen ajuste, como se puede apreciar en el gráfico que exponemos a continuación:

**Gráfico 110**



**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana, Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES) y Martí (1997).

**Nota:** GGEE, gasto gubernamental en educación estimado; GGEO, gasto gubernamental en educación observado.

**Proyección econométrica.** Los resultados obtenidos muestran tendencias poco favorables, ya que el gasto público en educación respecto tanto al PIB, como al gasto público total, se mantiene estático (véase el cuadro 184).

## Linares

**Cuadro 184**  
**Proyección tendencial del gasto público dominicano en educación (2001-2010)**  
**(En RD\$)**

<b>Año</b>	<b>PIB</b>	<b>GP</b>	<b>GPE</b>	<b>GPE/PIB</b>	<b>GPE/G P</b>	<b>GP/PIB</b>
2001	266,701.94	419,83.74	6,096.79	2.29%	14.52%	15.74%
2002	281,876.89	443,99.86	6,460.78	2.29	14.55	15.75
2003	297,051.85	468,15.98	6,824.76	2.30	14.58	15.76
2004	312,226.81	492,32.11	7,188.75	2.30	14.60	15.77
2005	327,401.77	516,48.23	7,552.73	2.31	14.62	15.78
2006	342,576.73	540,64.35	7,916.72	2.31	14.64	15.78
2007	357,751.68	564,80.47	8,280.70	2.31	14.66	15.79
2008	372,926.64	588,96.59	8,644.69	2.32	14.68	15.79
2009	388,101.60	613,12.71	9,008.67	2.32	14.69	15.80
2010	403,276.56	637,28.83	9,372.66	2.32	14.71	15.80

**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana, Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES) y Martí (1997).

**Nota:** GP, gasto público; GPE, gasto público en educación.

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.

**Cuadro 185**  
**Gasto público en educación y el PIB nominales en la República Dominicana (1966-2000)**  
**(Millones de RD\$)**

<b>Año</b>	<b>Gasto en educación</b>	<b>PIB nominal</b>
1966	28.90	1,059.5
1967	28.90	1,114.6
1968	30.40	1,162.2
1969	36.30	1,179.1
1970	42.00	1,295.2
1971	43.90	1,462.1
1972	46.40	1,776.4
1973	58.10	2,072.3
1974	63.00	2,563.7
1975	66.20	3,050.4
1976	73.90	3,295.9
1977	77.40	3,694.0
1978	92.80	3,775.5

## Tesis Doctoral (Cuarto Volumen)

Año	Gasto en educación	PIB nominal
1979	133.50	4,490.6
1980	138.50	5,358.5
1981	160.90	5,891.2
1982	166.90	5,648.7
1983	177.40	5,765.4
1984	197.70	4,099.9
1985	240.10	5,039.7
1986	282.50	6,119.9
1987	321.60	5,827.0
1988	492.30	5,340.4
1989	574.80	6,078.4
1990	707.50	5,419.6
1991	936.35	7,370.6
1992	1,501.63	8,822.3
1993	2,007.42	9,530.6
1994	2,605.99	10,343.6
1995	3,019.33	11,798.3
1996	3,536.59	183,361.2
1997	4,777.63	214,863.7
1998	6,083.12	241,977.1
1999	7,544.58	278,629.6
2000	8,522.34	323,430.3

Fuente: Banco Central de la República Dominicana.

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 de Pearson	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) Índice de colinealidad	IC= 1 y 1.55
10) Durbin Watson	DW= 0.846

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 2.504 es 0.017. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es 0.017, es decir 170 por cada 10,000 casos, que es una probabilidad baja, 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 16.861 es cero (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 prácticamente cero, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula, igualmente.

De hecho, los coeficientes 339.168 y 0.024, obtenidos en la ecuación de regresión, resultan estadísticamente significativos, si los sometemos a prueba de hipótesis nula, en base a la distribución  $t$ , en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 33 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.0357$ , por lo que los valores de  $t$  estimados, caen fuera de la región de aceptación.

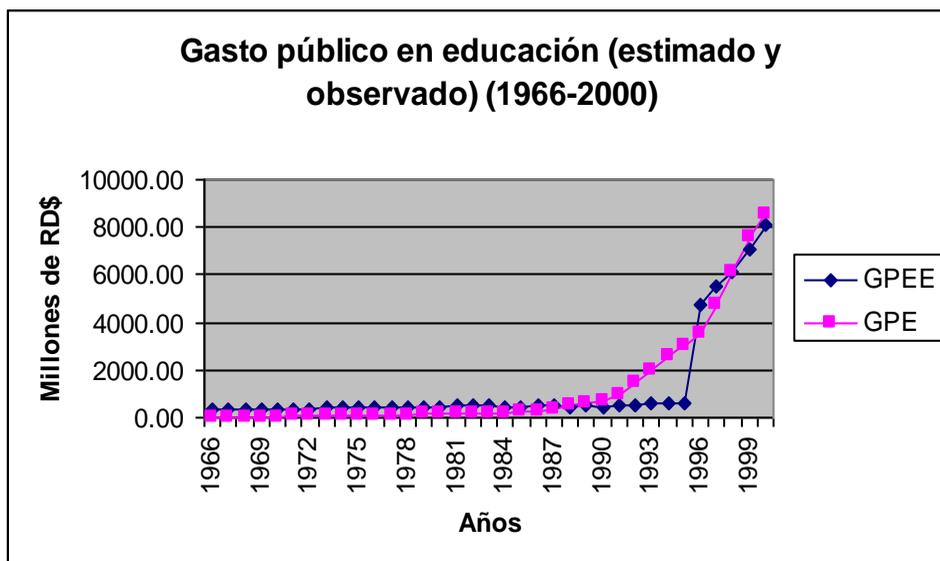
El  $r^2$  indica que el 89.6% de las variaciones de la variable dependiente (gasto público en educación) viene explicado por la variable independiente (PIB).

La razón de varianzas,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 33 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 33} = 4.14$ , obviamente inferior a la  $F$  estimada (284.307), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. Existe, además, una fuerte correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad, ya que los índices de condición (1 y 1.55) resultaron bastante bajos. En cambio, el estadístico Durbin Watson (0.846) está próximo a cero, lo que indica que hay ciertos problemas de autocorrelación.

De todos modos, estamos frente a un buen ajuste, como se puede apreciar en el gráfico que exponemos a continuación:

**Gráfico 111**



**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

**Nota:** GPEE, gasto público en educación estimado; GPE, gasto público en educación observado.

**Proyección basada en el PIB.** Efectuamos proyecciones fundamentadas en el modelo econométrico de regresión lineal, arriba aplicado, donde el gasto real público en educación (GPE) fue la variable dependiente y el PIB, la variable independiente. Los resultados obtenidos muestran tendencias poco favorables, ya que el gasto público en educación respecto al PIB, se mantiene estático (véase el cuadro 186).

**Cuadro 186**  
**Proyección del gasto real público dominicano en educación (2001-2010)**  
**(En RD\$)**

<b>Años</b>	<b>PIB</b>	<b>GPE</b>	<b>GPE/PIB</b>
2001	266,701.94	6,740.01	2.53
2002	281,876.89	7,104.21	2.52
2003	297,051.85	7,468.41	2.51
2004	312,226.81	7,832.61	2.51
2005	327,401.77	8,196.81	2.50
2006	342,576.73	8,561.01	2.50
2007	357,751.68	8,925.21	2.49
2008	372,926.64	9,289.41	2.49
2009	388,101.60	9,653.61	2.49
2010	403,276.56	10,017.81	2.48

**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana, Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES) y Martí (1997).

**Nota:** PIBR, PIB real; GPE, gasto real público en educación.

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.

Ensayemos, ahora, un modelo que implique la estimación de una ecuación del siguiente tipo

$$GPNE = \alpha(PIBN)^{\beta}(ITN)^{\gamma}$$

Donde:

GPNE= gasto público nominal en educación;

PIBN = PIB nominal;

ITN= ingreso tributario nominal;

$\alpha$ = constante;

$\beta$ = elasticidad del gasto público nominal en educación, con respecto al PIB nominal;

$\gamma$ = elasticidad del gasto público nominal en educación, con respecto al ingreso tributario nominal.

En esta función,  $GPNE = \alpha(PIBN)^\beta(ITN)^\gamma$ , 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

$$\ln GPNE = \ln \alpha + (\beta)\ln(PIBN) + (\gamma)\ln(ITN)$$

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 de Pearson	CCP=	0.996		
6) Coeficiente de determinación	R <sup>2</sup> =	0.991		
7) Grados de libertad	g de l=	32		
8) Test de la F de Fisher	F <sub>1, 32</sub> =	1854.254		
9) Índice de colinealidad	IC=	(1, 9.781 y 23.893)		
10) Durbin Watson	DW=	0.788		

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 -11.716 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 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 5.332 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, igualmente.

De hecho los coeficientes 0.192 y 0.79, obtenidos en la ecuación de regresión, resultan estadísticamente significativos, si los sometemos a prueba de hipótesis nula, en base a la distribución t, en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 32 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.03816$ , por lo que los valores estimados de t (5.332 y 25.838), caen fuera de la región de aceptación.

El  $R^2$  indica que el 99.1% de las variaciones de la variable dependiente, viene explicado por las variables independientes.

La razón de varianza,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 32 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 32} = 4.15$ , obviamente inferior a la  $F$  estimada (1,854.254), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. Existe, además, una fuerte correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, hay problemas de multicolinealidad, ya que los índices de condición (1, 9.781 y 23.893) resultaron bastantes altos. En cambio, el estadístico Durbin Watson (0.788) está próximo a cero, lo que indica que hay ciertos problemas de autocorrelación.

De todos modos, estamos frente a un buen ajuste.

**Juicios críticos.** 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 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”.<sup>62</sup> (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; situación esta 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

---

<sup>62</sup> Gabinete Social del Gobierno Dominicano (2002): *Política social del gobierno dominicano*. Volumen I. Santo Domingo, R.D., p. 52.

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.

**Cuadro 187**

**Alumnos matriculados del nivel preescolar por sector y modalidad, en la República Dominicana, según año escolar (1985/86-1990/91)**  
(En miles)

Año escolar	Total	Sector privado	Sector público		
			Total	Formal	No formal
1985/86	118.8	65.1	53.7	19.2	34.5
1986/87	147.3	87.3	60.0	20.7	39.3
1987/88	184.3	117.1	67.3	22.4	44.9
1988/89	232.3	157.0	75.3	24.1	51.2
1989/90	290.0	210.6	79.3	26.0	53.3
1990/91	377.1	282.4	94.6	28.1	66.5

**Fuente: Isidoro Santana y Magdalena Rathe: Reforma social.**

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% (véase el cuadro 187).

**Cuadro 188**

**Total de alumnos matriculados en los sectores público y privado de nivel primario en la República Dominicana (1983/84-1989/1990)**  
(En miles)

Año	Total	Sector público	Sector privado	% Sector Privado
1983/84	1,281.5	1,091.7	189.8	14.8
1984/85	1,254.1	1,052.7	201.4	16.1
1985/86	1,246.1	1,032.6	213.5	17.1
1986/87	1,281.7	1,052.5	226.2	17.6
1987/88	1,269.6	1,030.2	239.4	18.9
1988/89	1,285.2	1,032.1	253.1	19.7

Año	Total	Sector público	Sector privado	% Sector Privado
1989/90	1,215.4	948.0	267.4	22.0

**Fuente: Isidoro Santana y Magdalena Rathe: Reforma social.**

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 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 (véase el cuadro 188).

Aquéllo 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 (...)”.<sup>63</sup> 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

---

<sup>63</sup> Santana, I. y Rathe, M. (1993): *Reforma social*. Editora Alfa & Omega. Santo Domingo, R.D., p. 34.

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”.*<sup>64</sup> (Comillas y cursiva son nuestras).

**Cuadro 189**  
**Salarios de los maestros por tanda en la República Dominicana (1970-1992)**  
**(Valores en RD\$)**

<b>Año</b>	<b>Salario nominal</b>	<b>Salario real*</b>
1970	75	209
1975	90	149
1978	121	154
1982	121	105
1986	250	108
1988	400	103
1989	421	75
1990	553	61
1991	780	56
1992	780	54

**Fuente: Isidoro Santana y Magdalena Rathe: Reforma social.**

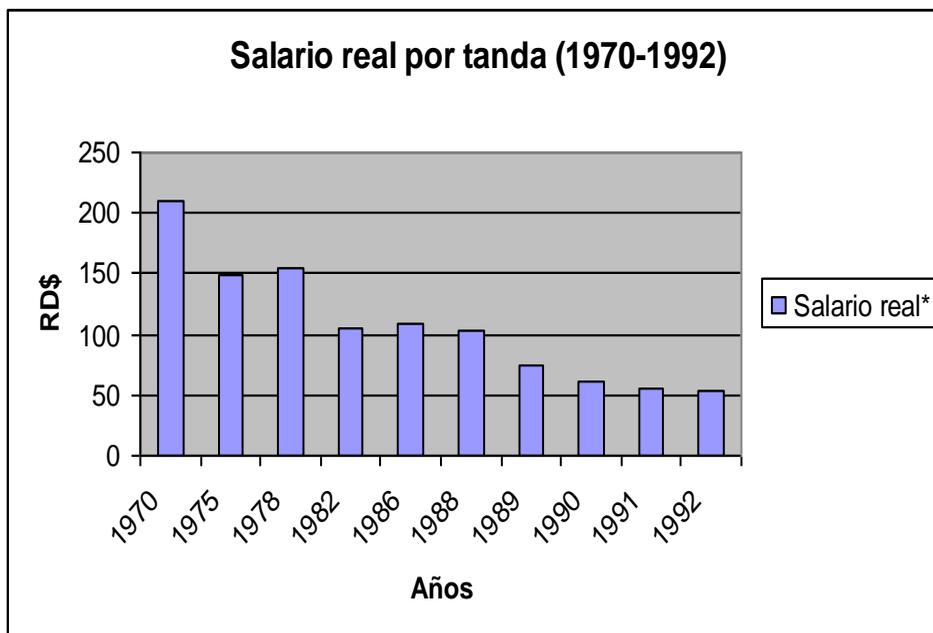
**\*Usando el IPC (1980=100).**

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

<sup>64</sup> Santana, I. y Rathe, M.: op. cit., pp. 40-41.

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 (véase el cuadro 189).

**Gráfico 112**



**Fuente:** Confeccionado a partir de Santana y Rathe.

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 sistema (inicial, básico y medio), encontramos que “Las tasas, tanto la bruta como la neta”<sup>65</sup>, varían

<sup>65</sup> 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.

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%”.<sup>66</sup> 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”*.<sup>67</sup> (Comillas y cursiva son nuestras). 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.

---

<sup>66</sup> Secretaría de Estado de Educación (2003): “Plan estratégico de desarrollo de la educación dominicana (2003-2012)”. Tomo I, Santo Domingo, R.D., p. 23.

<sup>67</sup> *Ibíd.*, p. 23.

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 notamos en el cuadro 197? Según nos indica la última columna, que 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.

**Cuadro 190**  
**Grados escolares aprobados en algunos países latinoamericanos (año 2000)**

<b>País</b>	<b>Promedio de años en la escuela</b>	<b>Promedio de años de escolaridad completados</b>	<b>Promedio de años “innecesarios” en la escuela</b>
Chile	12.1	10.4	1.7
Argentina	12.1	9.8	2.3
Panamá	11.5	9.5	2.0
Perú	11.1	9.0	2.1
Bolivia	11.2	8.9	2.3
Jamaica	11.7	8.8	2.9
Ecuador	10.4	8.7	1.7
México	10.6	8.7	1.9
Uruguay	11.4	8.7	2.7
Venezuela	11.0	8.6	2.4
Colombia	10.5	8.4	2.1
Paraguay	10.7	8.4	2.3
Rep. Dominicana	11.8	8.3	3.5
El Salvador	10.0	8.0	2.0
Costa Rica	10.5	7.8	2.7
Brasil	11.4	7.3	4.1
Belice	10.6	6.6	4.0
Honduras	8.6	6.2	2.4
Haití	8.8	5.9	2.9

## Tesis Doctoral (Cuarto Volumen)

País	Promedio de años en la escuela	Promedio de años de escolaridad completados	Promedio de años “innecesarios” en la escuela
Nicaragua	9.7	5.9	3.8
Guatemala	8.2	5.5	2.7

**Fuente:** Basado en Urquiola y Calderón (2004). Banco Mundial y BID: Informe sobre la pobreza en la República Dominicana (2006).

¿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 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 multigrado 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*”.<sup>68</sup> (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%.

---

<sup>68</sup> Banco Mundial y BID (2006): *Informe sobre la pobreza en la República Dominicana*. Impresión en Santo Domingo, República Dominicana, pp. xvi-xvii.

**Cuadro 191**  
**Tasa de eficiencia interna de la educación básica dominicana (1994/1995-1997/1998)**

<b>Período</b>	<b>Promoción</b>	<b>Repitencia</b>	<b>Deserción</b>
1994/1995	70.5	14.7	14.8
1995/1996	72.9	12.3	14.8
1996/1997	77.8	5.5	16.7
1997/1998	79.9	5.2	14.9

**Fuente:** Consejo Nacional de Población y Familia (CONAPOFA), “Escenarios para una política de población y desarrollo”, p. 33.

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.

**Cuadro 192**  
**Tasa de titulación de maestros en la República Dominicana (1990/91-1998/99)**

<b>Años</b>	<b>Maestros</b>	<b>Con título Pedagógico</b>	<b>Sin título pedagógico</b>	<b>Tasa de titulación</b>
1990-91	20,879	18,429	2,450	88.3
1991-92	22,530	19,886	2,644	88.3
1992-93	22,365	18,695	3,670	83.6
1993-94	23,812	18,019	5,793	75.7
1994-95	27,924	-	-	-
1995-96	32,747	-	-	-
1996-97	35,777	27,830	7,947	77.8
1997-98	28,511	22,259	6,252	78.1
1998-99	29,089	23,298	5,791	80.1

**Fuente:** Consejo Nacional de Población y Familia (CONAPOFA), “Escenarios para una política de población y desarrollo”, p. 39.

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 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 (véase el cuadro 200). 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”*.<sup>69</sup> (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

**Cuadro 193**  
**Inequidad educativa en la República Dominicana y otros países de América Latina (1993-1998)**

País	Año	Coefficiente de Gini en educación	Coefficiente de Gini Ingresos
Argentina	1996	0.290	0.48
Chile	1996	0.261	0.56
Uruguay	1995	0.268	0.43
Venezuela	1997	0.294	0.47
Panamá	1997	0.297	0.56
Perú	1997	0.306	0.46
Costa Rica	1995	0.318	0.46
Paraguay	1995	0.361	0.59
República Dominicana	1996	0.374	0.47
Ecuador	1995	0.377	0.57
Colombia	1997	0.378	-
México	1996	0.406	0.55
Brasil	1995	0.454	0.59
Bolivia	1996	0.457	0.53
Honduras	1998	0.476	-
El Salvador	1995	0.524	0.51
Nicaragua	1993	0.532	-
<b>Promedio</b>		<b>0.370</b>	<b>0.52</b>

Fuente: Consejo Nacional de Población y Familia (CONAPOFA), “Escenarios para una política de población y desarrollo”, p. 25.

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 iniquidad educativa cuando es comparada con los resultados obtenidos en Argentina, Chile, Uruguay, Venezuela, Panamá, Perú, Costa Rica y Paraguay. La desigualdad educativa se hace

<sup>69</sup> Medina Giopp, A. (2002): “Escenarios para la educación en la República Dominicana 2000-2015”. Santo Domingo, R.D., p. 24.

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.

**Resumen del balance de la política social en educación.**  
SUSTENTACIÓN: el gasto social en educación, depende del gasto social total, el gasto público y la renta nacional.

DIAGNÓSTICO: durante la dictadura, la educación tenía un carácter elitista; en el posttrujillismo se democratiza a todos los niveles, empero, tiene muchas limitaciones referidas al presupuesto que recibe, preparación académica de una parte de los profesores, escasa integración a los estudios de los alumnos, entre otras.

TERAPÉUTICA: incremento del gasto social en el área de la educación; adopción de reformas estructurales en el sector.

RESULTADOS: democratización del sistema educativo, en cuanto al acceso, pero no para garantizar el mantenimiento pleno de los matriculados en dicho sistema, por lo que la tasa de deserción es notable; elevada tasa de analfabetismo; escaso vínculo con el mundo del trabajo; inexistencia del renglón investigación; reproducción de la inequidad educativa y rezago con respecto al resto latinoamericano en el grado de competitividad.

### **Balance en el renglón salud dominicano**

**Modelo de regresión lineal.** 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 del modelo econométrico aplicado:

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 de Pearson	CCP= 0.77
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.904$
7) Grados de libertad	g de l= 9
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 19} = 84.824$
9) Índice de colinealidad	IC= 1 y 4.042
10) Durbin Watson	DW= 0.531

Bondad del ajuste. Para 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 -0.642 es 0.537. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es 0.537, es decir 5,370 por cada 10,000, que es una probabilidad muy alta, de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es igual a cero; queda confirmada 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 9.21 es cero (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 prácticamente cero, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula.

Estos resultados se pueden verificar, también por otra vía. Los coeficientes (-211.715 y 447.713) obtenidos de la ecuación de regresión, si los sometemos a prueba de hipótesis nula, en base a la distribución t, en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 19 grados

de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.262$ , por lo que el valor de  $t$  estimado para el coeficiente de la variable independiente, cae fuera de la región de aceptación; sin embargo, el  $t$  estimado del intercepto cae en la región de aceptación, por tanto no es significativo desde el punto de vista estadístico.

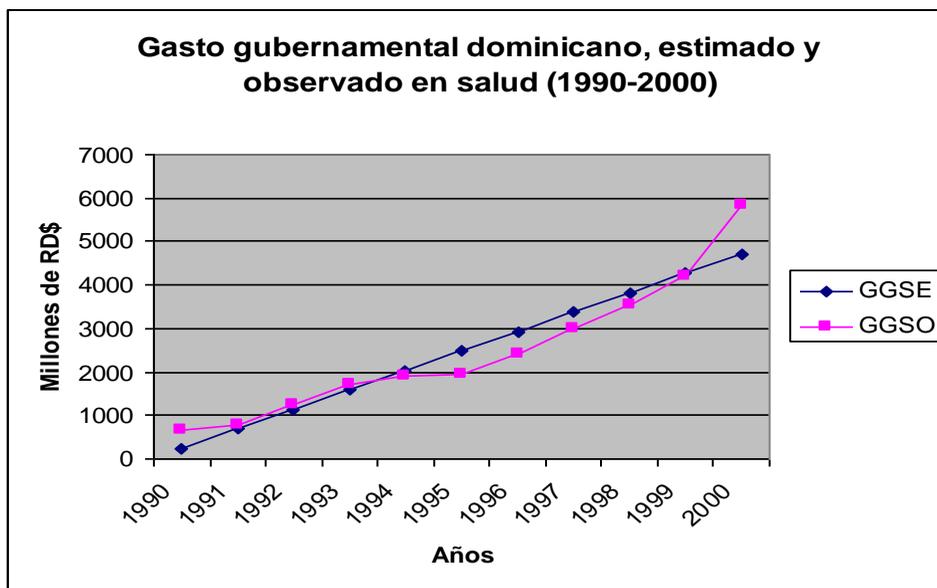
Por su parte, el  $r^2$  indica que el 90.4% de las variaciones de la variable dependiente (gasto público en salud) viene explicado por la variable independiente (factor tiempo).

La razón de varianzas,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 9 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 9} = 5.12$ , obviamente inferior a la  $F$  estimada, por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. Existe, además, una alta correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1 y 4.042) son menores que 15. En cambio, el estadístico Durbin Watson (0.531) está próximo a cero, lo que indica que hay ciertos problemas de autocorrelación.

Estamos frente a un buen ajuste, como se puede apreciar en el gráfico que presentamos a continuación:

Gráfico 113



**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana, Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES) y Martí (1997).

**Nota:** GGEE, gasto gubernamental en salud estimado; GGEO, gasto gubernamental en Salud observado.

**Proyección tendencial.** Para fines de la proyección en el campo de la salud, se manejó un modelo econométrico de regresión lineal, arriba aplicado. Los resultados obtenidos, muestran tendencias relativamente favorables (véase el cuadro 194).

Cuadro 194

**Proyección tendencial del gasto público dominicano en salud (2001-2010)**  
(En RD\$)

Años	PIB	GP	GPS	GPS/PIB	GPES/GP
2001	266,701.94	41,983.74	5,160.84	1.94%	12.29%
2002	281,876.89	44,399.86	5,608.55	1.99	12.63
2003	297,051.85	46,815.98	6,056.27	2.04	12.94
2004	312,226.81	49,232.11	6,503.98	2.08	13.21
2005	327,401.77	51,648.23	6,951.69	2.12	13.46
2006	342,576.73	54,064.35	7,399.41	2.16	13.69
2007	357,751.68	56,480.47	7,847.12	2.19	13.89

## Tesis Doctoral (Cuarto Volumen)

Años	PIB	GP	GPS	GPS/PIB	GPES/GP
2008	372,926.64	58,896.59	8,294.83	2.22	14.08
2009	388,101.60	61,312.71	4,265.42	1.10	6.96
2010	403,276.56	63,728.83	9,190.26	2.28	14.42

**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana, Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES). (ONAPRES) y Martí (1997).

**Nota:** GP, gasto público; GPS, gasto público en salud.

**Análisis econométrico fundamentado en el PIB.** Ahora, el modelo adquiere una variante: la variable independiente será el producto agregado.

**Cuadro 195**

**Gasto público en salud y el PIB nominal en la República Dominicana (1966-2000)**  
(Millones de RD\$)

Año	Gasto en salud	PIB nominal
1966	18.30	1,059.50
1967	16.70	1,114.60
1968	22.17	1,162.20
1969	25.61	1,179.10
1970	29.02	1,295.20
1971	32.33	1,462.10
1972	33.44	1,776.40
1973	38.27	2,072.30
1974	48.87	2,563.70
1975	32.03	3,050.40
1976	41.86	3,295.90
1977	45.07	3,694.00
1978	54.24	3,775.50
1979	67.33	4,490.60
1980	73.69	5,358.50
1981	82.76	5,891.20
1982	82.86	5,648.70
1983	91.12	5,765.40
1984	104.20	4,099.90
1985	133.36	5,039.70
1986	152.91	6,119.90
1987	206.35	5,827.00
1988	394.57	5,340.40
1989	478.60	6,078.40
1990	679.70	5,419.60

## Linares

1991	793.29	7,370.60
1992	1,245.90	8,822.30
1993	1,719.80	9,530.60
1994	1,904.94	10,343.60
1995	1,935.64	11,798.30
1996	2,407.87	183,361.2
1997	2,979.86	214,863.7
1998	3,523.54	241,977.1
1999	4,184.06	278,629.6
2000	5,845.57	323,430.3

**Fuente: Banco Central de la República Dominicana.**

Resumen de los resultados arrojados por el modelo econométrico utilizado:

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 de Pearson	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) Índice de colinealidad	IC= 1 y 1.55
10) Durbin Watson	DW= 0.58

Bondad del ajuste. Para 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 2.595 es 0.014. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar la hipótesis cuando es verdadera) es 0.014, es decir 140 por cada 10,000 casos, que es una probabilidad baja, de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es distinto a cero; queda rechazada 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 13.824 es cero (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 prácticamente cero, de aquí que podemos aseverar que el verdadero coeficiente de la pendiente es diferente de cero; queda rechazada la hipótesis nula.

Estos resultados se pueden verificar, también por otra vía. Los coeficientes 263.96 y 0.015 en la ecuación de regresión, si los sometemos a prueba de hipótesis nula, en base a la distribución  $t$ , en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 33 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.0357$ , por lo que los valores de los  $t$  estimados, para los coeficientes de regresión estimados, caen fuera de la región de aceptación. La hipótesis nula queda rechazada.

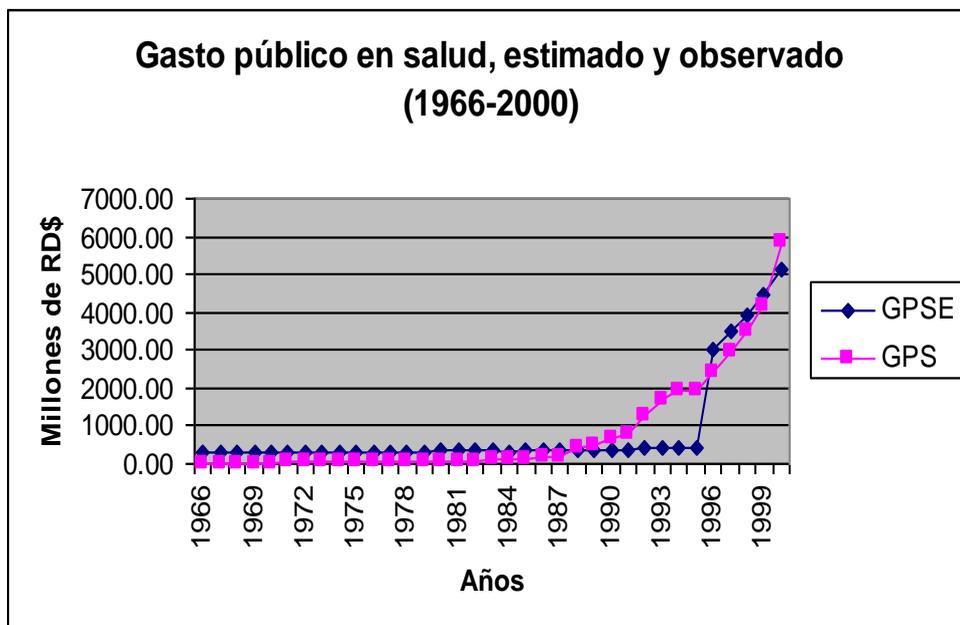
Por su parte, el  $r^2$  indica que el 85% de las variaciones de la variable dependiente (gasto público en salud) viene explicado por la variable independiente (producto agregado).

La razón de varianzas,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 33 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 33} = 4.14$ , obviamente inferior a la  $F$  estimada (191.092), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. Existe, además, una alta correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1 y 1.55) resultaron ser bastantes bajos. En cambio, el estadístico Durbin Watson (0.58) está próximo a cero, lo que indica que hay ciertos problemas de autocorrelación.

Estamos frente a buen ajuste, como se puede apreciar en el siguiente gráfico:

Gráfico 114



**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

**Nota:** GPSE, gasto público en salud estimado; GPS, gasto público en educación observado.

La proyección realizada, a partir del modelo arriba explicitado, diferente a la obtenida con el primer modelo, muestra tendencias de estancamiento del GPS respecto al producto agregado (véase el cuadro 196).

**Cuadro 196**  
**Proyección del gasto público dominicano en salud (2001-2010)**  
**(En RD\$)**

<b>Año</b>	<b>PIB</b>	<b>GPS</b>	<b>GPS/PIB</b>
2001	266,701.94	5,115.41	1.58
2002	281,876.89	4,264.49	1.60
2003	297,051.85	4,492.11	1.59
2004	312,226.81	4,719.74	1.59
2005	327,401.77	4,947.36	1.58
2006	342,576.73	5,174.99	1.58
2007	357,751.68	5,402.61	1.58
2008	372,926.64	5,630.24	1.57

## Tesis Doctoral (Cuarto Volumen)

2009	388,101.60	5,857.86	1.57
2010	403,276.56	6,085.48	1.57

**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana, Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES). (ONAPRES) y Martí (1997).

**Nota:** GP, gasto público; GPS, gasto público en salud.

Ensayemos, ahora, un modelo que implique la estimación de una ecuación del siguiente tipo:

$$GPNS = \alpha(PIBN)^{\beta}(ITN)^{\gamma}$$

Donde:

GPNS= gasto público en educación nominal;

PIBN = PIB nominal;

ITN= ingreso tributario nominal;

$\alpha$ = constante;

$\beta$ = elasticidad del gasto público nominal en salud, con respecto al PIB nominal;

$\gamma$ = elasticidad del gasto público nominal en salud, con respecto al ingreso tributario nominal.

En esta función,  $GPNS = \alpha(PIBN)^{\beta}(ITN)^{\gamma}$ , 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

$$\ln GPNS = \ln \alpha + (\beta) \ln(PIBN) + (\gamma) \ln(ITN)$$

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 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 de Pearson	CCP= 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) Índice de colinealidad	IC= (1, 9.781 y 23.893)
10) Durbin Watson	DW= 1.048

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 -11.716 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 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 5.332 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, igualmente.

De hecho, los coeficientes 0.192 y 0.79, obtenidos en la ecuación de regresión, resultan estadísticamente significativos, si los sometemos a prueba de hipótesis nula, en base a la distribución t, en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 32 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.03816$ , por lo que los valores estimados de t (5.332 y 25.838), caen fuera de la región de aceptación.

El  $R^2$  indica que el 99.1% de las variaciones de la variable dependiente, viene explicado por las variables independientes.

La razón de varianza, F, para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 32 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1,32} = 4.15$ , obviamente inferior a la F estimada (1,854.254), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. Existe, además, una fuerte correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, hay problemas de multicolinealidad, ya que los índices de condición (1, 9.781 y 23.893) resultaron bastantes altos. En cambio, el estadístico Durbin Watson (0.788) está próximo a cero, lo que indica que hay ciertos problemas de autocorrelación.

De todos modos, estamos frente a un buen ajuste.

**Juicios críticos.** 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 (véase el cuadro 197).

**Cuadro 197**  
**Indicadores de salud en la República Dominicana (1950-2005)**

<b>Indicador</b>	<b>1950-1955</b>	<b>1970-1975</b>	<b>1980-1985</b>	<b>1990-1995</b>	<b>2000-2005</b>
Tasa bruta de mortalidad (por mil hab.)	20.3	9.8	7.8	6.4	5.8
Tasa de mortalidad infantil (por mil nacidos vivos)	149.4	93.54	62.5	46.6	34.4
Esperanza de vida al nacer	46.0	59.9	63.2	66.9	70.1
Defunciones anuales	52,000	47,000	47,119	46,892	50,473
Defunciones infantiles	-	-	12,835	9,285	6,994
Nacidos vivos	129,000	184,000	205,250	199,239	203,601
Tasa global de fecundidad	7.4	5.6	4.2	3.2	2.7
Tasa bruta de natalidad (por mil hab.)	50.5	38.3	33.8	27.0	23.3

**Fuente: Oficina Nacional de Planificación (ONAPLAN) (1999). Gabinete Social (2002:41).**

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 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”;<sup>70</sup> 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.<sup>71</sup> 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”.<sup>72</sup> Esto 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

---

<sup>70</sup> *Ibíd.*, p. 121.

<sup>71</sup> Véase, Gabinete Social del Gobierno Constitucional (2000-2004): *op. cit.*, pp.42-44.

<sup>72</sup> CONAPOFA (2001): *Escenarios para una política de población y desarrollo*. Santo Domingo, R.D., p. 119.

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.

**Resumen del balance de la política social en salud. SUSTENTACIÓN:** el gasto social en salud, depende del gasto social total, gasto público y de la renta nacional.

**DIAGNÓSTICO:** en el interregno investigado, los indicadores de salud muestran un cierto avance, en paralelo a una limitada asignación presupuestaria estatal; indolencia oficial ante el desabastecimiento de los hospitales públicos; y creciente privatización de los servicios de salud.

**TERAPÉUTICA:** incremento del gasto social en salud; y materialización de reformas estructurales en el sector.

**RESULTADOS:** el nivel actual de mortalidad infantil triplica al registrado en Costa Rica, Panamá y Uruguay; la tasa de mortalidad materna, en el período 1980-1999, se situó 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; 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.

### **Balance en el renglón empleo dominicano**

**Modelo 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 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) Índice de colinealidad	IC= 1 y 4.075
10) Durbin Watson	DW= 1.236

Bondad del ajuste. Los coeficientes (2,656,840.1 y 90,602.552) obtenidos de la ecuación de regresión, resultaron estadísticamente significativos. Ambos fueron sometidos a prueba de hipótesis nula, en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 8 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.306$ , que es inferior a los valores de t calculados. El  $r^2$  indica que el 76.6% de las variaciones de la variable dependiente viene explicado por la variable independiente; es un valor bastante representativo. La razón de varianza, F, para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 8 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 8} = 5.32$ , obviamente inferior a la F calculada, por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. Finalmente existe una alta correlación positiva, entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1 y 4.075) resultaron bastantes bajos.

El estadístico Durbin Watson (1.236) está próximo a 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación.

Resumen de los resultados arrojados en el segundo caso:

1) Ecuación lineal estimada	$PO = 2,087,751.8 + 95,150.455 \text{Tiempo}$
2) Error estándar estimado	$ee = (79547.187) \quad (12820.19)$
3) Valores t estimados	$t = (26.245) \quad (7.422)$
4) Valor de probabilidad	$p = (0.000) \quad (0.000)$
5) Coeficiente de correlación de Pearson	$CCP = 0.934$
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.87$
7) Grados de libertad	$g \text{ de } l = 8$
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,8} = 55.085$

Bondad del ajuste. Los coeficientes (2,087,751.8 y 95,150.455) obtenidos en la ecuación de regresión, resultaron estadísticamente significativos. Ambos fueron sometidos a prueba de hipótesis nula, en base a la distribución t, en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 8 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.306$ , por lo que los valores de t calculados, caen fuera de la región de aceptación.

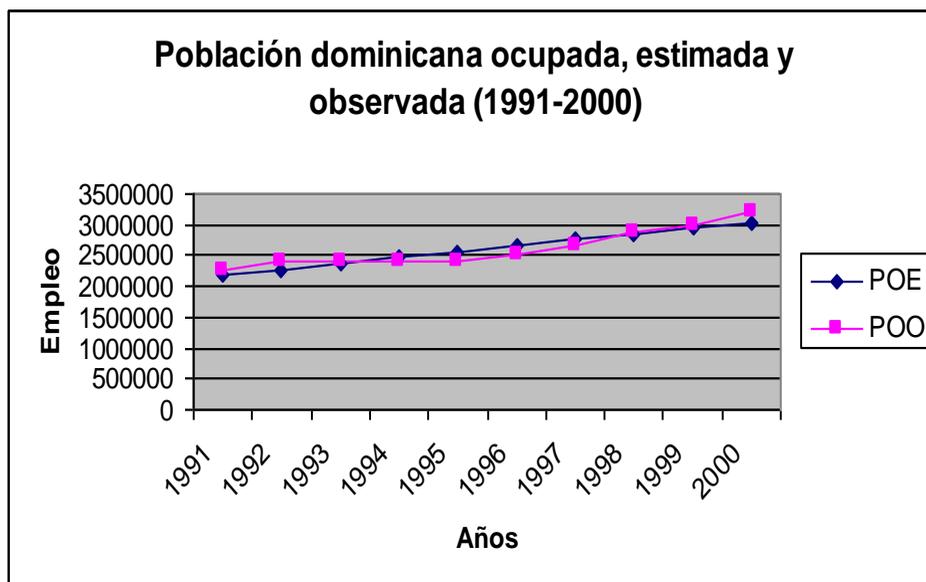
El  $r^2$  indica que el 87.3% de las variaciones de la variable dependiente viene explicado por la variable independiente; es un valor bastante representativo.

La razón de varianza, F, para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 8 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1,8} = 5.32$ , obviamente inferior a la F estimada, por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente.

Finalmente existe una alta correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

He aquí el gráfico que muestra el ajuste:

**Gráfico 115**



**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana, Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES) y Martí. (1997).

**Nota:** POE, población ocupada estimada; POO, población ocupada observada.

Los resultados obtenidos, de la proyección efectuada, muestran una tendencia favorable, debido a que el desempleo caería de modo significativo (véase el cuadro 198).

**Cuadro 198**  
**Proyección del nivel de empleo en la República Dominicana (2001-2010)**

Año	PEA	Ocupados	Desocupados	Tasa de desempleo
2001	3,653,468	3,134,407	519,061	14.21
2002	3,744,071	3,229,557	514,513	13.74
2003	3,834,673	3,324,708	509,966	13.30
2004	3,925,276	3,419,858	505,418	12.88
2005	4,015,878	3,515,009	500,870	12.47
2006	4,106,481	3,610,159	496,322	12.09
2007	4,197,083	3,705,310	491,774	11.72

<b>Año</b>	<b>PEA</b>	<b>Ocupados</b>	<b>Desocupados</b>	<b>Tasa de desempleo</b>
2008	4,287,686	3,800,450	487,226	11.36
2009	4,378,289	3,895,610	482,678	11.02
2010	4,468,891	3,990,761	478,130	10.70

**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana, Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES) y Martí. (1997).

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.

Para el primer caso, partimos de las siguientes informaciones:

**Cuadro 199**  
**La PEA y el PIB nominal en la República Dominicana (1991-2000)**

<b>Año</b>	<b>PEA</b>	<b>PIB nominal</b>
1991	2,799,249	96,333.0
1992	3,018,192	112,697.7
1993	3,015,946	121,808.3
1994	2,857,209	137,566.4
1995	2,852,737	162,282.6
1996	3,029,524	183,361.2
1997	3,441,457	214,863.7
1998	3,375,010	241,977.1
1999	3,457,399	278,629.6
2000	3,704,818	323,430.3

**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana.

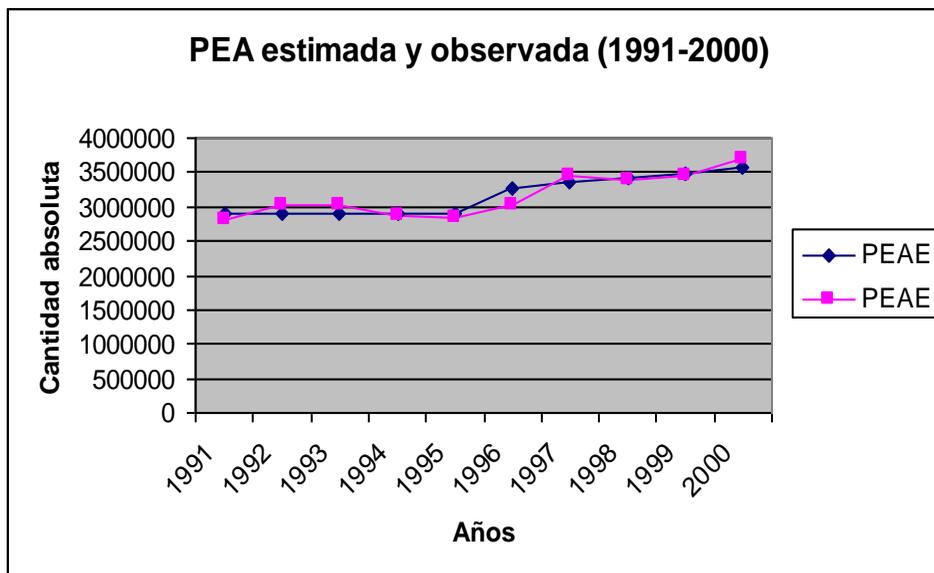
Resumen de los resultados arrojados en el primer caso:

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 de Pearson	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) Índice de colinealidad	IC= 1 y 2.479
10) Durbin Watson	DW= 2.479

Bondad del ajuste. Los coeficientes 2,869,886 y 2.211 de la ecuación de regresión, resultaron estadísticamente significativos. Ambos fueron sometidos a prueba de hipótesis nula, en base a la distribución t, en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 8 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.306$ , por lo que los valores de t calculados, caen fuera de la región de aceptación. El  $r^2$  indica que el 85% de las variaciones de la variable dependiente viene explicado por la variable independiente; es un valor bastante representativo. La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 8 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 8} = 5.32$ , obviamente inferior a la F calculada (46.993), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. Finalmente existe una alta correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1 y 2.479) resultaron bastantes bajos. El estadístico Durbin Watson (2.087) estuvo próximo a 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación. Estamos frente a buen ajuste como se puede apreciar en el siguiente gráfico:

Gráfico 116



**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana.

**Nota:** PEAE, PEA estimada; PEA observada.

Procedamos a trabajar la segunda opción:

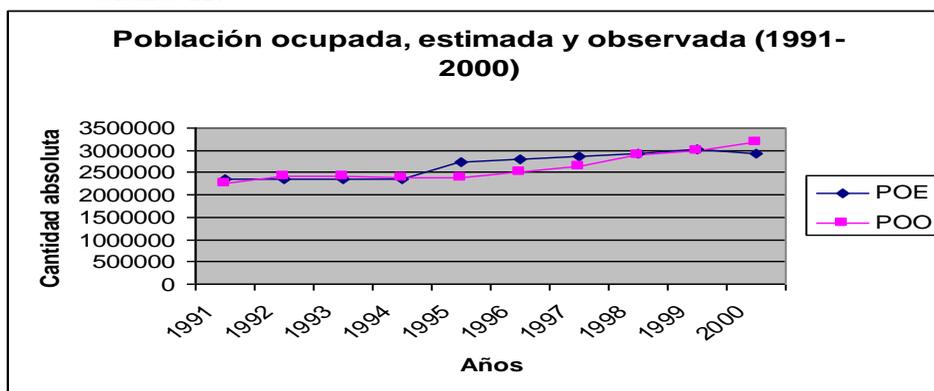
b) Resumen de los resultados del segundo modelo:

1) Ecuación lineal estimada	$PO = 2,328,101 + 2.193PIB$
2) Error estándar estimado	$ee = (53813) \quad (0.3)$
3) Valores t estimados	$t = (43.262) \quad (7.303)$
4) Valor de probabilidad	$p = (0.000) \quad (0.000)$
5) Coeficiente de correlación de Pearson	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) Índice de colinealidad	IC = 1 y 2.479
10) Durbin Watson	DW = 1.2

Bondad del ajuste. Los coeficientes 2,328,101 y 2.193 de la ecuación de regresión, resultaron estadísticamente significativos. Ambos fueron sometidos a prueba de hipótesis nula, en base a la distribución t, en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 8 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.306$ , por lo que los valores de t calculados, caen fuera de la región de aceptación. El  $r^2$  indica que el 87% de las variaciones de la variable dependiente viene explicado por la variable independiente; es un valor bastante representativo. La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 8 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 8} = 5.32$ , obviamente inferior a la F calculada (53.337), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. Finalmente existe una alta correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1 y 2.479) resultaron bastantes bajos. El estadístico Durbin Watson (1.2) está próximo a 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación. Estamos frente a buen ajuste como se puede apreciar en el siguiente gráfico:

Gráfico 117



**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana.

**Nota:** POE, población ocupada estimada; POO, población ocupada observada.

Los resultados obtenidos (proyección) muestran un estancamiento en la solución de la problemática del desempleo, como se puede apreciar en el cuadro 200, como una clara manifestación de la baja elasticidad producto-empleo en la economía dominicana.

**Cuadro 200**  
**Proyección del nivel de empleo en la República Dominicana (2001-2010)**

<b>Año</b>	<b>PEA</b>	<b>Ocupados</b>	<b>Desocupados</b>	<b>Tasa de desempleo</b>
2001	3,459,564	2,912,978	546,586	15.80
2002	3,493,116	2,946,257	546,859	15.66
2003	3,526,668	2,979,536	547,132	15.51
2004	3,560,219	3,012,814	547,405	15.38
2005	3,593,771	3,046,093	547,678	15.24
2006	3,627,323	3,079,372	547,951	15.11
2007	3,660,875	3,112,650	548,225	14.98
2008	3,694,427	3,145,929	548,498	14.85
2009	3,727,979	3,179,208	548,771	14.72
2010	3,761,530	3,212,486	549,044	14.60

**Fuente: Banco Central de la República Dominicana, Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES) y Martí. (1997).**

Ahora procederemos a ensayar un modelo de regresión lineal, del tipo log-lineal. De modo que

$$L = a \text{PIBR}^b,$$

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 logaritmo, 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) Índice de colinealidad	IC = 1 y 27.51
10) 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.

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.

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  $F_{1, 39} = 3.978$ , 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.

Por otra parte, existen problemas de multicolinealidad, pues el IC alcanzó cifras elevadas; y el estadístico Durbin Watson se encuentra cercano a cero (0), lo que indica que hay problemas de autocorrelación. La correlación entre las variables es apreciable.

**Juicios críticos.** A pesar de que la tasa de desempleo estuvo descendiendo en el decenio de los noventa, no se puede negar que la economía dominicana exhibe cantidades elevadas de ociosidad involuntaria de su fuerza de trabajo (véase el cuadro 201).

**Cuadro 201**  
**Balance de oferta, demanda y desempleo en la República Dominicana (1991-2000)**

Año	PEA	Ocupados	Desempleados	Tasa de desempleo
1991	2,799,249	2,251,709	547,540	19.56
1992	3,018,192	2,406,398	611,794	20.27
1993	3,015,946	2,416,649	599,297	19.87
1994	2,857,209	2,400,587	456,622	15.98

## Tesis Doctoral (Cuarto Volumen)

Año	PEA	Ocupados	Desempleados	Tasa de desempleo
1995	2,852,737	2,400,681	452,056	15.85
1996	3,029,524	2,523,781	505,743	16.69
1997	3,441,457	2,652,035	789,422	22.94
1998	3,375,010	2,888,950	486,060	14.40
1999	3,457,399	2,979,492	477,907	13.82
2000	3,704,818	3,190,511	514,307	13.88

**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana, Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES) y Martí (1997).

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”.*<sup>73</sup> (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

---

<sup>73</sup> OIT (2002): “América Latina y el Caribe, migraciones internacionales y mercado de trabajo global”. Panorama laboral 2002. INTERNET. [http://www.oit.org.pe/prortal/documento/te4\\_migraciones.l.pdf](http://www.oit.org.pe/prortal/documento/te4_migraciones.l.pdf); consultado el 11 de junio de 2007; p. 4.

experimentados por la economía dominicana, para concluir el siglo XX, con 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, hacia la contratación de trabajo calificado, en un país donde todavía la tasa de analfabetismo es de un 16%.<sup>74</sup>

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.<sup>75</sup>

---

<sup>74</sup> 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-CARD, 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.

<sup>75</sup> Véase el citado estudio de Lizardo, J.; Reyes, R. y otros (2001), pp. 187-200.

En los últimos 20 años las remuneraciones reales del factor trabajo, 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.

**Cuadro 202**  
**Evolución del salario mínimo promedio real dominicano\* (1980-1999)**  
**(Índices 1980= 100)**

Año	Empresas**			Zonas Francas	Sector Público	Trabajadores del campo
	Grandes	Medianas	Pequeñas			
1980	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1982	82.4	82.4	82.4	82.4	82.4	82.4
1986	83.0	83.0	58.1	83.0	83.0	-
1990	77.3	52.8	49.7	73.7	48.4	-
1994	101.5	65.2	58.7	75.2	51.5	-
1996	93.2	66.7	60.1	77.9	47.0	71.5
1999	102.5	71.6	63.8	80.6	57.5	76.7

**Fuente:** CEPAL, sobre la base de cifras oficiales del Banco Central de la República Dominicana.

\*Salarios nominales deflactados por el IPC.

\*\*Grandes empresas: capital de 500,000 pesos en adelante; medianas: de 200,000 a 500,000 pesos y pequeñas de menos de 200,000 pesos.

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. A partir de entonces los salarios mínimos mostraron una recuperación sostenida (véase el cuadro 202).

**Cuadro 203**  
**Requerimientos de inversión para la generación de empleo en la**  
**República Dominicana y América Latina**

País y región	Crecimiento población en edad de trabajar 1990-2000  (1)	Crecimiento necesario del producto 1990-2000  (2)= 1)/0.5	Coeficiente de inversión neta <sup>a</sup> necesario 1990-2000 (3)= (2)/0.33	Crecimiento del PIB 1981-1989	
				Total (4)	hab. (5)
Rep. Dom.	2.36	4.72	14.30	2.60	0.20
América Latina	2.52	5.05	15.29	1.20	-1.00

### Conclusión

Coeficiente de inversión bruta 1980-1989  (6)	Coeficiente Incremental capital/producto <sup>b</sup>  (7)= (4)/(6)	Crecimiento volumen de importaciones 1981-1989  (8)	Elasticidad Producto importaciones  (9)= (4)/(8)
21.70	0.12	3.5	0.7
17.21	0.05	-1.1	-1.1

**Fuente: PREALC con información de CEPAL. Balance Preliminar de la Economía de América Latina y el Caribe 1989, (LC/G. 1585), Santiago de Chile, diciembre de 1989.**

<sup>a</sup>Los conceptos de inversión neta e inversión bruta difieren en el monto de la depreciación. El primero no lo incluye y el segundo sí lo incluye. En consecuencia, las columnas (3) y (6) no son estrictamente comparables, pero refuerzan el argumento del texto toda vez que la inversión bruta sea inferior o igual a la inversión neta negociada.

<sup>b</sup>En realidad para obtener este coeficiente, debiera dividirse estrictamente por el coeficiente de inversión de inversión neta, pero no existe información sobre el mismo en CEPAL.

Desde la visión 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 embargo, en mayo de 1992 se aprueba un nuevo código, que de acuerdo a algunos entendidos 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

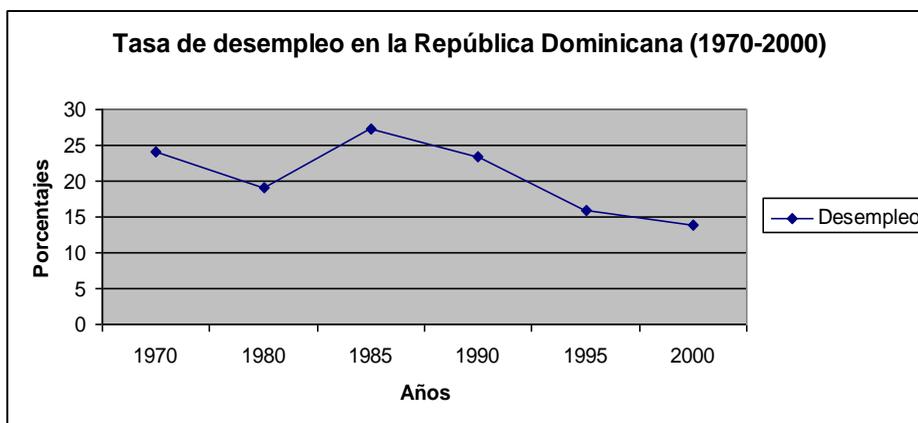
productividad del factor trabajo, ocasiona reducción de puestos de trabajos y presencia del elemento corruptivo en los organismos estatales y tribunales vinculados con el mundo del trabajo, lo que provoca acciones institucionales y legales en perjuicio de las empresas que ven aumentar sus costes laborales.

El Estado 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 estatal siempre estuvo presente para mantener en niveles deprimidos el salario real.

**Gráfico 118**



**Fuente: Banco Central de la República Dominicana.**

Sin lugar a dudas el desempleo en la República Dominicana ha ido descendiendo (gráfico 93), 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 norteamericana<sup>76</sup>, nuestro principal socio comercial, a causa de la 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*”.<sup>77</sup> (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*

---

<sup>76</sup> 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, number 6, november 2003, donde el autor citado examina esta problemática, comparando varias economías, como la alemana y la norteamericana.

<sup>77</sup> Holder, A. (2000): La protección al desempleo en el contexto de la seguridad social, pp. 17-18.

*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 (...)*<sup>78</sup> (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

¿Cuál fue la dinámica coyuntural que empujó el nivel de desempleo, en la República Dominicana, hacia un 20%, en los primeros años del siglo XXI?

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 (...)*”.<sup>79</sup> (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.

---

<sup>78</sup> Vaitsos, C. (1993): *Una estrategia integral de desarrollo*. Documento preparado para la R.D., Santo Domingo, R.D., p. 43.

<sup>79</sup> 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.

## Tesis Doctoral (Cuarto Volumen)

**Cuadro 204**  
**Tasa de ocupación dominicana (1991-2000) (%)**

<b>Año</b>	<b>Tasa de ocupación</b>	<b>Variación</b>
1991	44.3	-
1992	46.6	5%
1993	46.0	-1.3%
1994	44.8	-2.6%
1995	43.7	-2.45%
1996	44.3	1.37%
1997	45.4	2.48%
1998	45.1	-0.66%
1999	46.1	2.22%
2000	47.6	3.25%

**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana.

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% (véase el cuadro 205).

**Cuadro 205**  
**Gasto público dominicano y oferta monetaria reales (1983-2000)**  
**(En RD\$)**

<b>Año</b>	<b>Gasto real*</b>	<b>Variación Porcentual</b>	<b>Oferta monetaria* real</b>	<b>Variación Porcentual</b>
1983	1,414.49		1,194.41	-
1984	1,136.40	-19.66	1,227.67	2.78
1985	1,299.90	14.39	1,153.65	-6.03
1986	1,502.33	15.57	1,687.66	46.29
1987	1,809.84	20.47	1,155.53	-31.53
1988	1,720.48	-4.94	1,656.11	43.32
1989	1,588.26	-7.69	1,549.35	-6.45
1990	1,044.69	-34.22	1,209.73	-21.92
1991	1,375.04	31.62	1,480.57	22.39
1992	2,158.54	56.98	1,774.20	19.83
1993	2,545.23	17.91	2,012.89	13.45
1994	2,335.09	-8.26	1,692.07	-15.94
1995	2,284.44	-2.17	1,864.90	10.21
1996	2,553.09	11.76	2,270.89	21.77
1997	3,082.48	20.74	2,486.48	9.49
1998	3,238.04	5.05	2,419.45	-2.70

1999	3,644.67	12.56	2,794.06	15.48
2000	3,645.38	0.02	2,304.92	-17.51

**Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).**

**\*Estas variables fueron deflactadas por el IPC (1984=100).**

Eso alentó la recesión<sup>80</sup> 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)<sup>81</sup>, principalmente, pues el ascenso de la renta eleva la demanda de dinero y por tanto los tipos de interés.

---

<sup>80</sup> 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.

<sup>81</sup> 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

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.

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

---

inversión privada (Neville, J. -2003-: "Fiscal policy". Postkeynesian economics. Printed in Great Britain, pp. 149-150).

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”*.<sup>82</sup> (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

---

<sup>82</sup> CEPAL (2002): *Estudio económico de América Latina y el Caribe, 2001-2002*. Naciones Unidas. Santiago de Chile, p. 86.

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 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 (...)*<sup>83</sup> (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

Los salarios de eficiencia<sup>84</sup> 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 (...)*”<sup>85</sup> (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 considera que los trabajadores internos*

---

<sup>83</sup> Lindbeck, A. (1994): *Paro y macroeconomía*. Alianza Editorial, S.A. Madrid, p. 33.

<sup>84</sup> “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).

<sup>85</sup> Lindbeck, A. (1994): op. cit., pp. 37-38.

*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 (...)”<sup>86</sup> (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.<sup>87</sup>

---

<sup>86</sup> *Ibíd.*, p. 39.

<sup>87</sup> “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

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 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, loable, el Estado 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*

---

diferentes expresiones de precariedad (...)” (CEPAL -1997-: *Estudio económico de América Latina y el Caribe, 1996-1997*. Santiago de Chile, pp. 104-105).

*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 (...)*<sup>88</sup> (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.

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).

---

<sup>88</sup> Kurihara, k. (1966): *La teoría keynesiana del desarrollo económico*. Editorial Aguilar, Madrid, España, p. 99.

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 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 (...)<sup>89</sup>

**Resumen del balance de la política social en el nivel empleo.**  
SUSTENTACIÓN: la demanda de trabajo, depende de la demanda de bienes, de los salarios, coste del capital, tecnología y beneficios.

DIAGNÓSTICO: 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; crecimiento más rápido de la oferta de trabajo que la demanda de trabajo; estancamiento de la tasa de ocupación; deterioro de la elasticidad producto-empleo en el decenio de los noventa; 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; bajo nivel educativo de la población ocupada; y discriminación contra la mujer en el mercado de trabajo.

TERAPÉUTICA: política fiscal expansiva (ante el paro cíclico); prácticamente ausencia de política ante el paro estructural y el paro friccional.

RESULTADOS: durante las últimas dos décadas, más de un quinto de la PEA fue clasificada bajo la categoría de abiertamente desempleada; aumentó el empleo informal, como medio para suplir las necesidades

---

<sup>89</sup> Bollé, P. (2002): “Dinámica del cambio y protección de los trabajadores”. Revista Internacional del Trabajo. 2003/3, impresa en Ginebra, p. 301.

humanas básicas, dadas las severas condiciones económicas que afectaron 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; la tasa de desempleo se ha mantenido en dos dígitos.

### **Balance en el renglón vivienda dominicano**

**Modelo 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:

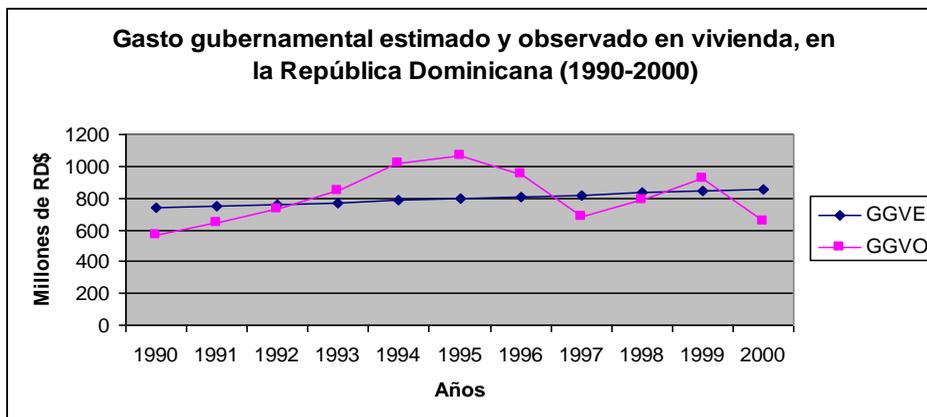
1) Ecuación lineal estimada	GPV= 732.172 + 12.184Tiempo
2) Error estándar estimado	ee= (109.832) (16.194)
3) Valores t estimados	t= (6.666) (0.752)
4) Valor de probabilidad	(0.000) (0.471)
5) Coeficiente de correlación de Pearson	CCP= 0.24
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.059$
7) Grados de libertad	g de l= 9
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 8} = 0.56$
9) Índice de colinealidad	IC= 1 y 4.042
10) Durbin Watson	DW= 0.954

Bondad del ajuste. Los coeficientes obtenidos de la ecuación de regresión (732.172 y 12.184) fueron sometidos a prueba de hipótesis nula, en base a la distribución t, en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 9 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.262$ . Resultó estadísticamente significativo el coeficiente del intercepto, pero el coeficiente de la variable independiente cayó dentro de la región de aceptación de la hipótesis nula, por lo que carece de significación estadística. El  $r^2$  indica que solamente el 5.9% de las variaciones de la

variable dependiente viene explicado por la variable independiente, en otras palabras los cambios de la variable dependiente de hecho no son explicados por la variable independiente. La razón de varianza,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 9 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 9} = 5.12$ , obviamente muy superior a la  $F$  calculada, por lo que queda validada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. Finalmente existe una baja correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1 y 4.042) expresan magnitudes relativamente bajas. En cambio, el estadístico Durbin Watson (0.954) está próximo a 0, lo que indica que hay problemas de autocorrelación (véase el grafico que se presenta abajo).

**Gráfico 119**



**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana, Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES) y Martí. (1997).

**Nota:** GGVE, gasto gubernamental en vivienda estimado; GGVO, gasto gubernamental en vivienda observado.

Los resultados alcanzados en la proyección de las variables analizadas en el plano econométrico, muestran tendencias desalentadoras, a causa del estancamiento del gasto público en vivienda, respecto al gasto público total (cuadro 206).

**Cuadro 206**  
**Proyección tendencial del gasto público dominicano en vivienda (2001-2010)**  
**(En RD\$)**

<b>Año</b>	<b>PIB</b>	<b>GP</b>	<b>GPV</b>	<b>GPV/PIB</b>	<b>GPV/GP</b>
2001	266,701.94	41,983.74	878.38	0.33%	2.09%
2002	281,876.89	44,399.86	890.56	0.32	2.01
2003	297,051.85	46,815.98	902.75	0.30	1.93
2004	312,226.81	49,232.11	914.93	0.29	1.86
2005	327,401.77	51,648.23	927.12	0.28	1.80
2006	342,576.73	54,064.35	939.30	0.27	1.74
2007	357,751.68	56,480.47	951.48	0.27	1.68
2008	372,926.64	58,896.59	963.67	0.26	1.64
2009	388,101.60	61,312.71	854.01	0.22	1.39
2010	403,276.56	63,728.83	988.04	0.25	1.55

**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana, Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES) y Martí. (1997).

**Nota:** GP, gasto público; GPV, gasto público en vivienda.

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.

**Cuadro 207**  
**Gasto público en vivienda y el PIB nominal en la República Dominicana (1966-2000)**  
**(Millones de RD\$)**

<b>Año</b>	<b>Gasto en vivienda</b>	<b>PIB nominal</b>
1966	0.60	1,059.50
1967	4.70	1,114.60
1968	4.40	1,162.20
1969	5.00	1,179.10
1970	9.10	1,295.20
1971	13.00	1,462.10
1972	13.10	1,776.40

## Linares

1973	15.30	2,072.30
1974	19.80	2,563.70
1975	38.60	3,050.40
1976	41.30	3,295.90
1977	42.30	3,694.00
1978	22.80	3,775.50
1979	22.30	4,490.60
1980	12.90	5,358.50
1981	11.00	5,891.20
1982	5.20	5,648.70
1983	18.00	5,765.40
1984	5.10	4,099.90
1985	17.10	5,039.70
1986	20.90	6,119.90
1987	258.30	5,827.00
1988	421.00	5,340.40
1989	737.80	6,078.40
1990	563.10	5,419.60
1991	645.30	7,370.60
1992	733.70	8,822.30
1993	842.20	9,530.60
1994	1,015.50	10,343.60
1995	1,064.90	11,798.30
1996	947.20	183,361.20
1997	678.10	214,863.70
1998	791.30	241,977.10
1999	923.50	278,629.60
2000	653.20	323,430.30

**Fuente: Banco Central de la República Dominicana.**

Resumen de los resultados del modelo econométrico utilizado:

## Tesis Doctoral (Cuarto Volumen)

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 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	$F_{1, 33} = 13.101$
9) Índice de colinealidad	IC= 1 y 1.55
10) Durbin Watson	DW= 0.22

Bondad del ajuste. Los coeficientes obtenidos de la ecuación de regresión 212.337 y 0.002 fueron sometidos a prueba de hipótesis nula, en base a la distribución t, en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 9 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.0357$ . Ambos coeficientes resultaron estadísticamente significativos, pues sus t estimados cayeron fuera de la región de aceptación. El  $r^2$  indica que solamente el 28% 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 9 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 33} = 4.14$ , obviamente inferior a la F calculada (13.101), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. Finalmente existe una apreciable correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, no hay problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1 y 4.042) son bastantes bajos. En cambio, si hay problemas de autocorrelación, pues el estadístico Durbin Watson (0.954) está próximo a cero (0). Véase el gráfico que sigue:

Gráfico 120



**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana.

**Nota:** GGVE, gasto gubernamental en vivienda estimado; GGVO, gasto gubernamental en vivienda observado.

Dicho estancamiento, unido a la formación continua de nuevos hogares, conduce al sostenimiento y ampliación del déficit habitacional cuantitativo, en el lapso 2001-2010.

Los resultados obtenidos con el modelo, donde el producto agregado es la variable independiente, resultan mucho más desalentadores, pues se pone en evidencia una reducción en la relación GPV/PIB, en la proyección (cuadro 208).

**Cuadro 208**  
**Proyección del gasto público dominicano en vivienda (2001-2010)**  
(En RD\$)

Año	PIB	GPV	GPV/PIB
2001	266,701.94	745.74	0.28
2002	281,876.89	776.09	0.28
2003	297,051.85	806.44	0.27

## Tesis Doctoral (Cuarto Volumen)

Año	PIB	GPV	GPV/PIB
2004	312,226.81	836.79	0.27
2005	327,401.77	867.14	0.26
2006	342,576.73	897.49	0.26
2007	357,751.68	927.84	0.26
2008	372,926.64	958.19	0.26
2009	388,101.60	988.54	0.25
2010	403,276.56	1,018.89	0.25

Fuente: Banco Central de la República Dominicana, Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES) y Martí. (1997).

Nota: GPV, gasto público en vivienda.

Ahora procederemos a ensayar un modelo de regresión lineal, del tipo log-lineal. De modo que

$$\text{GPNV} = \alpha \text{GPNV}_{t-1}^{\beta} \text{PIB}^{\gamma},$$

Donde:

GPNV= gasto público nominal en viviendas;

GPNV<sub>t-1</sub>= gasto público nominal en viviendas con rezago;

$\alpha$ = constante;

$\beta$ = elasticidad del GPNV con respecto al GPNV CON rezago;

$\gamma$ = elasticidad del GPNV con respecto al producto agregado.

En esa función,  $\text{GPNV} = \alpha \text{GPNV}_{t-1}^{\beta} \text{PIB}^{\gamma}$ , 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

$$\ln\text{GPNV} = \ln\alpha + \beta\ln\text{GPNV}_{t-1} + \gamma\ln\text{PIBN}.$$

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) Índice de colinealidad	IC= 1, 4.769 y 18.202		
10) Durbin Watson	DW= 2.105		

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 0.605 es 0.55. Luego, si rechazamos esta hipótesis nula, la probabilidad de que se cometa un error tipo I (probabilidad de rechazar

la hipótesis cuando es verdadera) 5,500 por cada 10,000 casos; de aquí que podemos aseverar que el verdadero intercepto poblacional es igual a cero; es aceptada 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 10.54, 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; en el caso del otro coeficiente, como la probabilidad de ocurrencia de la hipótesis nula es muy alta, carece de significación estadística.

En la función estimada,  $\beta$ , equivale a 0.882, y representa la elasticidad del GPNV, con respecto al GPNV con rezago, es decir, mide el cambio porcentual en el GPNV (0.882%) debido, a una variación del 1% en la variable independiente, quiere decir que el GPNV es inelástico con respecto al cambio en el GPNV con rezago, en tanto se mantenga constante la otra variable independiente.

En la función estimada,  $\gamma$ , equivale a 0.023, y representa la elasticidad del GPNV, con respecto al producto agregado, es decir, mide el cambio porcentual en el GPNV (0.882%) debido, a una variación del 1% en la variable independiente, quiere decir que el GPNV es inelástico con respecto al cambio en el producto agregado, en tanto se mantenga constante la otra variable independiente.

El  $R^2$  indica que el 89% de las variaciones de la variable dependiente viene explicado por las variables independientes.

La razón de varianzas,  $F$ , para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 31 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 31} = 4.16$ , inferior a la  $F$  calculada (125.912), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente.

Por otra parte, existen problemas de multicolinealidad, pues el IC alcanzó cifras elevadas; y el estadístico Durbin Watson se encuentra cercano a 2, lo que indica que no hay problemas de autocorrelación. La correlación entre las variables es apreciable.

**Juicios críticos.** 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”*<sup>90</sup> (Comillas, cursiva y el punto suspensivo 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.

---

<sup>90</sup> *Ibíd.*, p. 251.

## **Resumen del balance de la política social en vivienda.**

**SUSTENTACIÓN:** el gasto social en viviendas, depende del gasto social total, del gasto público y de la renta nacional.

**DIAGNÓSTICO:** históricamente en el sector viviendas ha habido una precariedad en lo atinente a la oferta en comparación con la demanda, unido ello además a la tendencia alcista en los costos, que trae como consecuencia la imposibilidad de que personas ubicadas en los estratos de ingresos más bajos puedan suplir la necesidad de techo propio.

**TERAPÉUTICA:** política fiscal expansiva (tendencia a aumentar el gasto social en vivienda).

**RESULTADOS:** 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.

## **Balance sobre la distribución del ingreso en la República Dominicana**

**Decenio de los sesenta.** En el 1969, con la colaboración de la ONE, el Banco Central de la República Dominicana, realiza una encuesta en la ciudad de Santo Domingo, a fin de determinar en qué condiciones vivían las familias, los ingresos de que disponían, cómo gastaban estos ingresos y cómo variaban los gastos familiares, conforme variaban sus ingresos.<sup>91</sup> La concentración de ingresos en la ciudad de Santo Domingo era extrema en el año 1969 (véase el cuadro 209).

---

<sup>91</sup> Véase Banco Central de la República Dominicana (1971): *Ingresos y gastos de las familias en la ciudad de Santo Domingo*, 1969, págs. XIII-XXXIX.

## Linares

**Cuadro 209**

**Número de familias, de personas e ingreso familiar mensual, según escala de ingresos, en la ciudad de Santo Domingo (1969)**

Escala de ingreso	Número de familias		Número de personas		Ingreso familiar (RD\$)	
	Total	%	Total	%	Total	%
	552	100.0	3317	100	164,260.53	100
0-50	28	5.1	146	4.4	1,002.23	0.6
50.1-100	100	18.1	509	15.3	7,864.81	4.8
100.1-200	166	30.1	958	28.9	24,072.51	14.6
200.1-300	101	18.3	699	21.1	24,725.23	15.0
300.1-400	57	10.3	355	10.7	19,953.75	11.9
400.1-600	47	8.5	284	8.6	23,109.49	14.1
600.1-800	18	3.2	115	3.5	12,671.83	7.8
800.1-1000	12	2.2	93	2.8	10,907.27	6.7
1000.1 ó más	23	4.2	158	4.7	40,313.41	24.5

**Fuente: Banco Central de la República Dominicana.**

Los hogares ubicados en la escala de ingresos 0-200, que representaban el 53.3% del total de los hogares, solamente obtuvieron el 25.4% del ingreso generado en el período en cuestión. Empero, los hogares ubicados en la escala de ingresos 600.1-1000.1 ó más, que apenas representaban el 9.6% del total de los hogares, acumularon el 39% de los ingresos generados en el período.

**Cuadro 210**

**Presupuestos familiares mensuales, según nivel de ingresos familiares. Ciudad de Santo Domingo (1969)**  
(En RD\$)

Nivel de Ingreso familiar	Numero de hogares	Ingreso mensual por familia	Egreso mensual por familia	Saldo
Total	552	297.57	297.39	
Menos de 50	28	35.79	63.61	-27.82
50.1-100	100	78.65	88.39	-9.74
100.1-200	166	145.02	154.72	-9.70
200.1-300	101	248.80	251.37	-2.57
300.1-400	57	343.75	348.87	-5.12

## Tesis Doctoral (Cuarto Volumen)

<b>Nivel de Ingreso familiar</b>	<b>Numero de hogares</b>	<b>Ingreso mensual por familia</b>	<b>Egreso mensual por familia</b>	<b>Saldo</b>
400.1-600	47	491.69	502.60	-10.91
600.1-800	18	703.99	668.41	35.58
800.1-1000	12	909.02	903.16	5.86
1000.1 ó más	23	1,752.76	1,569.32	183.44

**Fuente:** Banco Central de la República Dominicana.

Por otra parte, en el cuadro 220 se aprecia de una manera mucho más clara la desigual distribución del ingreso en la ciudad de Santo Domingo, pues hogares ubicados en escalas de ingresos medios, acompañaron a las familias más necesitadas en la ejecución de presupuestos deficitarios, es decir, sus ingresos corrientes fueron inferiores a sus gastos corrientes.

**Decenio de los setenta.** El Secretariado Técnico de la Presidencia, bajo el auspicio de la OIT, en el año 1973, llevó a cabo un estudio similar al efectuado por el Banco Central en el 1969.

## Cuadro 211

**Consumo de calorías y gramos de proteína por persona y estratos de ingreso en la República Dominicana (1970-1973)**

<b>Estratos de ingreso</b>	<b>Población (%)</b>	<b>Ingreso mensual por familia</b>	<b>Calorías/día</b>	<b>Gramos de proteína/día</b>
I	49.86	0.1-50	1,423.90	28.26
II	25.09	50.1-100	2,054.22	57.70
III	18.87	100.1-300	2,525.10	67.93
IV	6.18	300.1 y más	3,149.99	85.93

**Fuente:** Citado en el boletín No. 4., del Instituto de Estudios de Población y Desarrollo, 1983, p. 17.

Dicho estudio puso en evidencia que los grupos de la población con menores ingresos habían reducido su participación en la distribución del ingreso, pues en el 1969 controlaban el 25.4% y descienden a un 16.8% en el 1973. Los grupos de ingresos altos conservaron su hegemonía acaparando más del 54% del ingreso, mientras que los grupos medios avanzaron de 27.6% al 30.2%.<sup>92</sup>

**Cuadro 212**  
**Situación de la distribución de ingresos para toda la República Dominicana (1976-1977)**  
**(En RD\$)**

<b>Grupos decílicos de hogares</b>	<b>Escala de ingreso mensual</b>	<b>Cantidad de hogares</b>	<b>Número de miembros</b>	<b>Ingreso mensual por hogar</b>	<b>Gasto mensual por hogar</b>	<b>Gasto e ingreso mensual (%)</b>
Total		889,243	5,167,919	241.67	219.68	9.1
1	0-64.43	89,659	445,172	44.81	73.42	-63.9
2	64.44-88.00	91,589	480,789	76.97	92.37	-20.0
3	88.01-108.68	89,191	479,208	98.54	110.42	-12.1
4	108.69-133.91	88,672	475,212	120.97	129.08	-6.7
5	133.92-160.00	96,471	553,179	146.56	150.36	-2.6
6	160.01-195.00	83,120	489,630	176.76	174.77	1.1
7	195.01-241.50	87,434	835,860	216.82	202.08	6.3
8	241.51-319.36	84,286	538,344	277.53	252.45	9.0
9	319.37-485.86	91,439	611,779	390.78	329.55	15.6
10	485.87 y más	87,381	558,746	885.83	698.62	21.1

**Fuente: Banco Central de la República Dominicana.**

Durante el lapso 1ro. de mayo de 1976 al 30 de abril de 1977, el Banco Central de la República Dominicana, llevó a cabo la Primera Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de las Familias, la cual arrojó evidencias incontrovertibles de la continuidad de los pesares económicos de la

<sup>92</sup> Véase a Lozano, W. (1984): *El reformismo dependiente*. Ediciones Taller. Santo Domingo, R.D., pp. 154-162.

población pobre del país en el decenio de los setenta.<sup>93</sup> La escala de ingresos más baja, RD\$0-64.43, comprendía el 10.1 de los hogares con un total de 445,172 miembros. Su ingreso promedio mensual era de RD\$44.81, mientras su gasto ascendía a RD\$73.42. El déficit presupuestario mensual era de 63.9%. El decil más alto, el número 10, con una escala de ingresos de RD\$485.87 y más, abarcaba 87,381 hogares (el 9.8%), su ingreso promedio mensual fue de RD\$885.83, mientras que su gasto ascendía a RD\$698.62 por mes, mostraba pues un superávit de 21.1%. Los hogares que estaban comprendidos en la escala de ingresos correspondientes a los deciles 1-5, tuvieron déficit mensual, es decir, el 51.3% de los hogares del país, registraron déficit en su presupuesto mensual y recibieron sólo el 20.9% del ingreso mensual generado en el país para la fecha. Quiere decir entonces, que el porcentaje restante de hogares, acaparó el 79.10% del ingreso. La desigualdad era obvia (véase el cuadro 212).<sup>94</sup>

**Cuadro 213**  
**Situación de la distribución de ingreso en la República Dominicana, según niveles**  
**bajo, medio y alto (1976-1977)**  
**(En RD\$)**

Escala de ingreso	Hogares	Miembros	Ingresos (RD\$)	Gastos (RD\$)
Total	889,243	5,167,919	2,578,800,264	2,246,855,614
0-132.20 I.B.	355,279	1,860,806	360,889,620	430,474,308

<sup>93</sup> Una gran proporción de los hogares dominicanos, al momento de la encuesta se correspondía con una escala de ingresos muy inferior. Decía el Banco Central que “(...) el mayor porcentaje de hogares obtiene ingresos superiores a RD\$100 al mes, pero que no sobrepasan los RD\$200. Asimismo, el ingreso correspondiente al 65.9% de los hogares es de RD\$200 o menor...” (Banco Central: Primera Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de las Familias en la República Dominicana. Santo Domingo, D.N., noviembre 1978, pp. 29-30).

<sup>94</sup> Haciendo una comparación entre el primer y décimo decil, la desigualdad se nota más claramente: “(...) Para el país se observa que el 10% de los hogares, en el límite inferior de la escala de ingresos, recibe apenas alrededor de un 1%, mientras que el 10% ubicado en el límite superior absorbe un 39 por ciento. Más significativo aún es el hecho de que el 20% de los hogares de ingreso superior a RD\$300.00 percibe el 54% del total, en tanto que el restante 80% absorbe el 46 por ciento” (Rosario Mota, G. y Soto Bello, R. - 1978-: El presupuesto de la familia dominicana, ingreso y consumo familiar. Banco Central. Santo Domingo, R.D., pp. 9-10).

## Linares

21-275.00 I.M.B.	312,369	1,858,136	708,057,720	685,045,418
275.01-720.00 I.M.A.	177,050	1,162,304	882,870,112	754,988,628
720.01 + I.A.	44,545	286,673	626,982,812	476,347,260

**Fuente: Banco Central de la República Dominicana.**

**Nota: I.B. = ingreso bajo; I.M.B.= ingreso medio bajo; I.M.A.= ingreso medio alto; I.A.= ingreso alto.**

Si insistimos sobre los déficit-superávits de los hogares, es conveniente recordar lo escrito por Duesenberry, al respecto: “Ahora bien, el significado real de los déficits no radica en su magnitud, sino en aquello que revelan con respecto a las relaciones existentes entre la renta y el ahorro. En primer lugar demostraremos que los déficits surgieron en gran parte porque las familias cuyos ingresos se redujeron durante la depresión intentaron preservar el nivel de vida de que disfrutaban antes de ella. Las familias situadas en los grupos con ingresos elevados hicieron lo mismo, pero lo consiguieron reduciendo su tasa de ahorro y no desahorrando”.<sup>95</sup>

La hipótesis duesenberriana aplica en gran medida al caso que estamos estudiando. Es ese el drama que se vive en las capas sociales más necesitadas de la República Dominicana. Viven de un lío a otro, a fin de preservar su ritmo de consumo generalmente por encima de la renta mensual.

Por otra parte, la desnutrición azotó duramente a la población pobre del país, haciendo más penosa la vida de millares de perdedores fabricados en el proceso de globalización. En niños menores de 6 años, los desnutridos oscilaron entre 30.4% y 75.4%, como resultado del bajo consumo de alimentos, evidenciado en las encuestas realizadas desde el 1962 al 1980. Los desiguales niveles de consumo determinan que la ingesta de nutrientes diarios por persona difiera según los estratos de ingreso. Esto fue lo que ocurrió en el decenio de los setenta. En efecto, el 75% de la población no consumía las calorías diarias requeridas para el buen funcionamiento del cuerpo humano (2,400 calorías) y cerca del 50%

---

<sup>95</sup> Duesenberry, J. (1974): “Las relaciones entre la renta y el consumo y sus implicaciones”. En *Lecturas de Macroeconomía*, pp. 68-69).

consumía apenas la mitad de la cantidad recomendada de proteínas (55 gramos).

**Decenio de los ochenta.** En este decenio, la nación asistió a la crisis de la deuda externa, a los momentos de políticas de ajustes económicos, a la quiebra del modelo de sustitución de importaciones. ¿Cómo actuaron las distintas capas sociales de la sociedad dominicana? Unas continuaron padeciendo penurias, ahora incrementada, otras prosiguieron acumulando fortunas, ahora afincándose en los siguientes ejes: deterioro del salario real de los trabajadores y comprimiendo los servicios sociales del Estado dominicano. Es el período de aumentos significativos del Índice de Precios al Consumidor (IPC), y por tanto de la inflación, muy por encima de los leves aumentos en los niveles salariales; de disminución real del gasto público social; de la exclusión de la política de subsidios estatales a determinados renglones de producción y a bienes de consumo; y de una devaluación impresionante de la moneda nacional. Todo eso se tradujo en un deterioro del salario real. Este proceso se reveló aún más doloroso cuando se piensa que se llevó a cabo no de manera gradual, sino violentamente; generando traumas en la población y una agudización del conflicto social. En ese decenio hasta las burbujas desarrollistas fueron escasas. Fue una década perdida, focalizando los perdedores del proceso globalizador en el ámbito obrero, pequeños productores agrícolas, desocupados y marginados. Por tanto, el nivel de pobreza marcó el 39.2% de la población, en el año 1984, ascendiendo al final del decenio a 51.7%; la indigencia, también se agudizó pasando de 11.8% a 24.5%.<sup>96</sup>

En dicho decenio, la distribución del ingreso se hizo aún más desigual (conforme a los resultados de la Segunda Encuesta Nacional sobre Ingresos y Gastos Familiares del año 1984 y de la Encuesta sobre Gastos Sociales de las Familias en el 1989, realizadas por el Banco Central y el PNUD, respectivamente). Mientras el grupo de hogares ubicado en el primer decil de la estratificación social, recibía en el 1984 el 2.1% del ingreso familiar, en el 1989 desciende a 0.8%; en cambio las familias

---

<sup>96</sup> CEPAL (2000): *Desarrollo económico y social en la República Dominicana: los últimos 20 años y perspectivas para el siglo XXI*. Santo Domingo, R.D., p. VII-8.

ubicadas en el decil superior (el número 10), pasaron de recibir el 33% del ingreso en 1984, al 44% en 1989. En 1984 el coeficiente de Gini, era de 0.43, pero para el 1989 se eleva a 0.51, aumentando ocho puntos porcentuales en cinco años.

“El empeoramiento en la distribución del ingreso se deriva, por un lado, de que se incurrió en excesivos y recurrentes déficit globales del sector público, financiados con emisión monetaria y descapitalización de las principales empresas públicas, dando lugar a un prolongado proceso inflacionario, desabastecimiento de bienes y servicios básicos y caída del salario real. Por otro lado, la política de gastos fiscales concentró el énfasis en las construcciones, lo que se hizo en desmedro del gasto corriente en servicios sociales. Además de haber mantenido por decenios los más altos niveles de desempleo conocidos en América Latina, los salarios reales en el sector formal dominicano se deterioraron mucho también”.<sup>97</sup>

Asimismo, en el 1984 el 46.7% de las familias estaban ubicadas por debajo de la línea de pobreza, subiendo a 56% en el 1989. Las familias indigentes se incrementaron de un 22.7%, en el año 1984, a 35.2% en el 1989. Claro, considerando pobres a todos aquellos hogares cuyo ingreso es tan bajo que para alimentarse bien tendrían que destinar por lo menos el 60% de sus ingresos para la adquisición de alimentos, e indigentes aquellos hogares que “(...) *aun en el caso de que gastaran todo su ingreso en alimentación, todavía resultaría insuficiente para una nutrición adecuada*”.<sup>98</sup> (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros). Los indicadores locales fueron superiores a los de América Latina, en la que la pobreza de 33.35%, en el año 1986 ascendió a 37.33% en el 1989 y la indigencia pasó de 14.40% a 18.19 en el mismo período, por tanto estas lacras, en promedio, alcanzaron magnitudes inferiores a las de la República Dominicana.

---

<sup>97</sup> Santana, I. y Rathe, M. (1993): Op. cit., p. 185.

<sup>98</sup> *Ibíd.*, p. 191.

**Cuadro 214**  
**Coefficientes de Gini, de inestabilidad sociopolítica y de inversión en la República Dominicana y en otros países de América Latina (1989, 1990 y 1994)**

País	Coefficiente de Gini	Índice de inestabilidad Sociopolítica	Tasa de inversión privada 1992-1994 (%)
Argentina	0.48	3.10	18.3
Brasil	0.63	-0.01	15.1
Chile	0.57	0.05	19.6
Colombia	0.53	-0.46	10.2
Costa Rica	0.46	-1.19	21.2
Ecuador	0.53	1.91	19.7
El Salvador	0.45	0.80	17.9
Guatemala	0.59	-	15.6
Honduras	0.59	0.49	19.9
México	0.52	-0.43	20.4
Panamá	0.57	0.29	19.4
Paraguay	0.40	-	22.1
Perú	0.44	0.74	17.5
Rep. Dominicana	0.50	1.20	13.3
Venezuela	0.44	0.31	18.8

**Fuente:** Luis René Cáceres: “Distribución del ingreso e integración económica”. El Trimestre Económico. Vol. LXVII (2). México, abril-junio de 2000. Núm. 266, p. 307.

**Decenio de los noventa.** En estos años, el país asiste a una etapa de políticas de estabilización económica y reforma estructural, a una mayor apertura de la economía y a una inserción mucho más amplia en el proceso globalizador mundial. Pero aun así, el grado de desigualdad económica continuó siendo significativo. En el año 1992 el coeficiente de Gini alcanzó la magnitud de 0.489. Para el 1998, sólo cede levemente: 0.476. De hecho este indicador se mantuvo estático. En cambio la desigualdad zonal fue algo muy notorio, pues “(...) mientras en la República Dominicana el 40% más pobre recibía 14.8% del ingreso en las ciudades y 16.5% en el campo, el 10% más rico de los hogares recibía 35.5% y 32.6%, respectivamente, siendo la distancia entre ambos grupos de 9.6 y 7.9 veces, también respectivamente (...)”<sup>99</sup> (Comillas,

<sup>99</sup> CEPAL (2000): *Desarrollo económico y social en la República Dominicana: los últimos 20 años y perspectivas para el siglo XXI*. Santo Domingo, R.D., p. 308.

cursiva y puntos suspensivos, son nuestros). De todos modos, se produjo una cierta mejoría en el estado de la pobreza, durante el decenio de los noventa, tanto en la República Dominicana como en América Latina. Hay “(...) *dos razones principales para estas mejorías en las tendencias de la pobreza: primero la recuperación y crecimiento económico más rápido en muchos países, particularmente Argentina, Chile, República Dominicana, Perú y Uruguay: en segundo lugar, el control exitoso de la inflación en Argentina, Bolivia, Brasil y Perú (...)*”<sup>100</sup> (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

Definitivamente en la República Dominicana, “(...) *el crecimiento estelar de finales de los noventa no se tradujo en una reducción significativa de la pobreza. Apenas un 1 a 2 por ciento de la población logró salir de la pobreza moderada y extrema durante el período de elevado crecimiento 1997-2000, y no hubo avances durante 2001-02*”<sup>101</sup> (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

**Visión crítica en la perspectiva de largo plazo.** De una encuesta a otra se aprecia que ha habido movimientos en la distribución del ingreso en el corto plazo, pero lo interesante a los fines de verificación de nuestra hipótesis propuesta sobre el particular, es captar la tendencia de largo plazo que muestra el fenómeno, con el propósito de develar el impacto de la globalización y del anacronismo institucional, sobre la distribución del ingreso en la República Dominicana.

Ciertamente, para el segundo quinquenio del decenio de los setenta, el ingreso de los hogares dominicanos se encontraba notoriamente concentrado, puesto que el ingreso mensual percibido por el 10% de los hogares más pobres, apenas constituía el 18.5% de la renta media de los hogares; en cambio el 10% de los hogares más ricos percibían un ingreso

---

<sup>100</sup> Morley, S. (2002): “Distribución del ingreso y reducción de la pobreza en América Latina después de una década de globalización”. En *Articulación de las políticas económicas y sociales*. Impresión Mediabyte, Santo Domingo, R.D., p. 37.

<sup>101</sup> Banco Mundial y el BID (2006): “Informe sobre la pobreza en la República Dominicana: logrando un crecimiento económico que beneficie a los pobres”. Resumen Ejecutivo. Santo Domingo, R.D., pp. 4-5.

promedio 3.7 veces mayor que la renta media. Era una época en que todavía el modelo económico imperante daba cuenta de un contexto con resabios autárquicos heredados del modelo trujillista de crecimiento. En el decenio de los ochenta, ya la economía es mucho más abierta tiende a globalizarse rápidamente. ¿Y qué aconteció? Los resultados de las nuevas encuestas realizadas en el 1984 y 1989, indican que la desigualdad distributiva se amplió, a efectos, sin lugar a dudas de los cambios que se operaron en la economía dominicana, al tenor del proceso de globalización. En el decenio de los noventa la situación distributiva permaneció estática. En el largo plazo lo que ha ocurrido es que el coeficiente de Gini ha aumentado (comparado el correspondiente al año 1984, que fue de 0.43, con el ostentado en el 1998, que fue de 0.476).

El deterioro en cuestión se encuentra asociado a múltiples causas. En el decenio de los ochenta la economía dominicana dio un giro de consideración, la articulación del proceso de acumulación de capitales a los ejes de la industria sustitutiva y la exportación primaria, tiende a cesar, apoyándose a partir de entonces en sectores que despuntaban: turismo, zonas francas, remesas y telecomunicaciones. Esta tendencia se afianza en el decenio de los noventa. Pero en el proceso de transición, se produce una cierta destrucción de empleos, merced al deterioro creciente del sector agropecuario y a la aplicación de políticas depresivas para atacar la estanflación. Paralelamente el mercado laboral dominicano también comienza a sufrir cambios estructurales de importancia, pues los trabajadores que sin calificación alguna encontraban empleo en la agricultura y la minería, ahora en los sectores de servicio (como turismo y telecomunicaciones, comercio, etc.), quedan desempleados. Se inicia un proceso mediante el cual la demanda de mano de obra sin calificación es desplazada por la demanda de obra con cierto grado de calificación. Empieza a surgir un cambio tecnológico sesgado hacia la mano de obra calificada; por lo que el desempleo estructural se va tornando insensible ante el manejo de la demanda cíclica keynesiana. Es por esta razón que aun cuando en el decenio de los noventa el output crece de manera impresionante, la tasa de desempleo no cedió como se esperaba.

Por otra parte, con la creciente apertura de la economía dominicana, la distribución del ingreso debió mejorar, si nos atenemos a la teoría de Heckscher-Ohlin, en razón de que se supone que los bienes exportables dominicanos son intensivos en mano de obra (factor de producción abundante), lo que debió acrecentar la demanda de trabajo más que proporcionalmente que la de capital, trayendo como consecuencia un aumento relativo de los salarios en relación con los precios de renta del capital. Pero no sucedió así. Como la demanda laboral ha girado hacia la mano de obra calificada, ésta probablemente ha obtenido ganancias salariales, no así la no calificada, deteriorándose la situación distributiva de la renta en la República Dominicana.<sup>102</sup> Aparentemente la hipótesis de Kuznets, que postula un aumento en la desigualdad en la distribución del ingreso en las primeras etapas del crecimiento económico, posteriormente se estabiliza por un tiempo y después disminuye en las últimas etapas, dando lugar a una curva en forma de “U” invertida, ha tenido un espacio hostil para verificarse en terreno dominicano.

Curiosamente, para algunos investigadores, la problemática planteada que acusa un carácter mundial, no es crucial. Así, “(...) *para Wolf es más importante aliviar la pobreza que reducir la desigualdad de ingreso. El crecimiento económico inevitablemente tendrá al principio efectos desiguales: lamentarse del aumento de la desigualdad es lamentarse del crecimiento mismo*”.<sup>103</sup> (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros). El problema radica en el hecho de que cuando se mejora la pobreza, en medio de un crecimiento concentrado, las personas que salen de la pobreza quedan en una situación muy vulnerable, que ante cualquier perturbación que afronte la economía, caen nuevamente en el pozo de la

---

<sup>102</sup> Creo que esta es la situación de la mayoría de los países latinoamericanos. Los investigadores Enrique Hernández y Jorge Velásquez, confirman nuestra presunción cuando en su estudio, teóricamente sustentado y con una evidencia empírica copiosísima, denominado “Globalización, dualismo y distribución del ingreso en México”, que aparece en la revista El Trimestre Económico, julio-septiembre de 2003, pp. 535-578, ponen de manifiesto la tendencia al deterioro de la distribución del ingreso en el citado país, para el período 1940-2000.

<sup>103</sup> Loungani, P. (2004): “Gracias por la globalización”, en *Why globalization works*. Revista Finanzas y Desarrollo. Fondo Monetario Internacional. Volumen 41. Número 3, p. 52.

pobreza, de modo que no es un asunto de quejarse por las características que asume el crecimiento, es exigir un contexto en que si bien la economía crezca, no lo haga a expensa de recrudecer la desigualdad distributiva de la renta. Si esto no se obtiene, en verdad, para el mundo subdesarrollado y particularmente para los pobladores desvalidos, tal crecimiento no tiene razón de ser.

Investigaciones<sup>104</sup> realizadas en la región latinoamericana, como la de Luis René Cáceres, “*Distribución del ingreso e integración económica*”<sup>105</sup>, ponen al descubierto que la distribución del ingreso en América Latina se deterioró en el decenio de los ochenta, siendo además contracíclica, aumentando en la contracción económica y disminuyendo en la fase de recuperación. En el largo plazo presenta altibajos, pues en los setenta la porción de ingreso destinado a los estratos bajos y medios aumentó, a costa del estrato 20% más rico. En los ochenta, la distribución se torna desfavorable a los pobres, debido a que la porción del 90% más pobre disminuyó mientras que la del 10% más rico aumentó. En los noventa, los deciles más pobres y más ricos disminuyeron su participación porcentual en el ingreso, mientras que la participación de los grupos medios aumentó. De modo que “*(...) los altos índices de desigualdad que prevalecen en la región se originan en las grandes porciones de ingreso de los estratos más ricos. Esto da lugar a una desigualdad excesiva que se manifiesta en 1995 en un coeficiente de Gini 25% más alto de lo que se esperaría con base en el ingreso per cápita de la región (...)*”<sup>106</sup> (Comillas, cursiva y puntos suspensivos son nuestros).

---

<sup>104</sup> En un interesante trabajo de Orazio Atanasio y Miguel Szekely, denominado “La pobreza en la América Latina. Análisis basado en los activos”, que aparece El Trimestre Económico (1999), No. 263, se pone de manifiesto como la pobreza se ve alimentada en la región por la desigualdad en la distribución de los activos. “(...) alrededor de 21% de la pobreza total está asociada a las desigualdades entre ocupaciones...en casos como México y Chile, estas disparidades se asocian con más de 40% de la pobreza total...” (p. 335).

<sup>105</sup> René, L. (2000): “Distribución del ingreso e integración económica”. FCE. El Trimestre Económico. Vol. LXVII (2). México, Núm. 266, pp. 301-319.

<sup>106</sup> Ibid., p. 305.

Sin dudas, “(...) queda de manifiesto que la región dista mucho de ser homogénea. El PIB per cápita fluctúa entre 473 dólares al año en Nicaragua y 7,435 dólares en Argentina (antes de la crisis) (...)”<sup>107</sup>, (Comillas, cursiva y puntos suspensivos, son nuestros), como un ejemplo evidente de la desigual distribución espacial de la renta latinoamericana.

Específicamente en Centroamérica la evolución de los coeficientes que dan cuenta una desigual distribución de los ingresos laborales tendió a agudizarse, como se puede apreciar en el cuadro..., donde se advierte cómo el coeficiente de Gini fue aumentando en el decenio de los noventa, merced entre otros factores a “(...) la reducción del porcentaje de trabajadores con jornada completa en cada país y el aumento concomitante de los trabajadores con jornada parcial y con sobrejornada. Este cambio aumentó la dispersión entre los trabajadores del número de horas trabajadas, lo que acentuó la desigualdad del ingreso laboral (...)”<sup>108</sup> (Comillas, cursiva y puntos suspensivos, son nuestros). Pensamos que este fenómeno se repitió en casi toda América Latina, como resultado propio del modelo neoliberal que atiza la desigualdad distributiva.

**Cuadro 215**  
**Evolución en centroamérica del coeficiente de Gini, en el decenio de 1990**

<b>País</b>	<b>Año 1990</b>	<b>Año 1999</b>
Costa Rica	0.410	0.436
El Salvador	0.462	0.469
Guatemala	0.517	0.577
Honduras	0.562	0.543
Nicaragua	0.542	0.562

**Fuente:** Trejos, J. y Gindling, T. (2004): “La desigualdad en Centroamérica durante el decenio de 1990”.

**Revista de la CEPAL, No. 84, diciembre de 2004, p. 185.**

<sup>107</sup> CEPAL (2003): *Hacia el objetivo del milenio de reducir la pobreza en América Latina y el Caribe*. Impreso en las Naciones Unidas, Santiago de Chile, p. 20.

<sup>108</sup> Trejos, J. y Gindling, T. (2004): “La desigualdad en Centroamérica durante el decenio de 1990”. *Revista de la CEPAL*, No. 84, diciembre de 2004, p. 196.

En una perspectiva mundial, también tienen espacios visibles implicaciones de desahorro familiar y polarización social.<sup>109</sup> Según el Informe sobre Desarrollo Humano 1992, del PNUD, entre 1960 y 1989, los países con el 20% más rico de la población mundial aumentaron su participación en el PIB que pasó de 70.2% a 82.7%. Los países con el 20% más pobre de la población mundial vieron descender su participación del 2.3% al 1.4%. Las consecuencias para la distribución de los ingresos han sido dramáticas. En 1960, el 20% de los más ricos recibió 30 veces más que el 20% último, pero en 1989 recibieron 60 veces más...Incluso estas cifras ocultan el verdadero alcance de la injusticia puesto que se basan en comparaciones de ingresos promedios per cápita entre países ricos y pobres. En realidad, desde luego, hay grandes disparidades en el seno de cada país entre gente rica y pobre.<sup>110</sup>

Pero esta polarización no tiene como frontera el decenio de los ochenta. En la siguiente década dicha polarización prosiguió. Nos dice el PNUD, en su Informe sobre Desarrollo Humano 1999, que las diferencias de ingreso entre la gente y los países más pobres y los más ricos han seguido ampliándose. En 1960 el 20% de la población mundial que vivía en los países más ricos tenía 30 veces el ingreso del 20% más pobre; en 1997 era 74 veces superior. En América Latina, en el decenio de los ochenta, con motivo del estallido de la crisis de la deuda externa, la participación que correspondió al 10% de la población con los mayores ingresos aumentó en más de 10%, a costa de todos los otros grupos; el 10% más pobre sufrió una caída del 15% de la parte que le correspondía en ingreso; en el decenio de los noventa la concentración del ingreso se ha mantenido casi sin cambios, y el coeficiente de Gini de la región ha permanecido en alrededor del 0.58.<sup>111</sup> El aumento de la desigualdad, sin dudas es una criatura indeseada de la globalización, que incluso afecta a regiones que

---

<sup>109</sup> Para el entendimiento del contenido de este epígrafe, es conveniente consultar los distintos Informe sobre Desarrollo Humano, del PNUD, en el decenio de los noventa; e igualmente la obra de Maceran, A. (2001): *¿Neoliberalismo o democracia?*, pp. 105-108.

<sup>110</sup> Véase PNUD (1992): *Informe sobre desarrollo humano*. Mundi-Prensa Libros, s.a., Madrid, p. 34.

<sup>111</sup> PNUD (1999): *Informe sobre el desarrollo humano*. Mundi-Prensa Libros, s.a., Madrid, pp. 36-39.

en el plano económico han mostrado un crecimiento espectacular, verbigracia, la República Popular China. *“En los últimos 25 años, China ha avanzado a pasos agigantados en la lucha contra la pobreza, al tiempo que se transformaba en una de las economías más dinámicas del mundo. Su tasa de pobreza actual es probablemente algo inferior al promedio mundial, a pesar de que alrededor de 1980 la incidencia de la pobreza en China era una de las más elevadas del planeta”*.<sup>112</sup> (Comillas y cursiva, son nuestras). En el período 1981-2001, la proporción de la población que vivía en la pobreza bajó del 53% al 8%. La pobreza absoluta ha ido disminuyendo, pero la desigualdad en la distribución del ingreso curiosamente se acentúa. El índice de Gini pasó de 28%, en el 1981, a 39% en el 2001.

### **Resumen del balance en lo referente a la distribución del ingreso.**

**SUSTENTACIÓN:** la distribución del ingreso, depende de la renta nacional y de la posesión de activos fijos.

**DIAGNÓSTICO:** en el decenio de los sesenta la concentración de ingresos, en los estratos superiores, en la ciudad de Santo Domingo, era muy pronunciada y se mantuvo en el decenio siguiente; en la década perdida, como resultado de la política de ajuste aplicada, los problemas de distribución del ingreso nacional se agravaron; y en el decenio de los noventa se continuó reproduciendo en gran magnitud dicha desigualdad.

**TERAPÉUTICA:** utilización de la función redistributiva, por parte del Estado, a través del gasto público.

**RESULTADOS:** en el 1969, los hogares ubicados en la escala de ingresos 0-200, que representaban el 53.3% del total de los hogares, solamente obtuvieron el 25.4% del ingreso, los hogares ubicados en la escala de ingresos 600.1-1000.1 ó más, que representaban el 9.6% del total de los hogares, acumularon el 39% de los ingresos; en los años setenta los grupos de la población con menores ingresos redujeron su participación

---

<sup>112</sup> Ravallion, M. y Chen, S. (2004): “Aprender del éxito. Cómo se explica el (desigual) avance de China en la lucha contra la pobreza”. Revista Finanzas y Desarrollo. Fondo Monetario Internacional. Volumen 41. Número 4, p. 16.

en la distribución del ingreso; en el decenio de los ochenta, el grupo de hogares ubicado en el primer decil recibía en el 1984 el 2.1% del ingreso familiar, en el 1989 desciende a 0.8%; en cambio las familias ubicadas en el decil superior, pasaron de recibir el 33% del ingreso en 1984, al 44% en 1989; en el año 1992 el coeficiente de Gini alcanzó la magnitud de 0.489. Para el 1998, sólo cede levemente: 0.476.

### **Balance de la seguridad social dominicana**

**Introducción.** En este apartado, trataremos de pasar balance no a la ejecución de la nueva ley de seguridad social, habida cuenta de su existencia literal más que efectiva, sino al contenido del artículo 20 de dicha ley, en el cual se especifican las distintas fuentes de donde se nutriría el Estado a los fines de estructurar e implementar el nuevo Sistema Dominicano de Seguridad Social.

Después de evaluar el contenido de cada uno de los acápite del mencionado artículo, desprendimos las siguientes probables fuentes de ingresos, para la seguridad social: en lo que concierne a la Secretaría de Estado de Salud Pública y Asistencia Social (SESPAS), pudimos comprobar durante el período 1990-2000, que su gasto a lo sumo el 87% fue destinado real y efectivamente al renglón salud, e incluso, en el 1999 apenas destinó el 70%, como se puede comprobar en el cuadro 216.

**Modelo de regresión lineal.** Para cada una de las partidas arriba citadas, usaremos un modelo de regresión lineal, donde la variable tiempo, ejercerá el rol de independiente.

**Cuadro 216**  
**Desmonte de las partidas presupuestarias correspondientes a la SESPAS de la**  
**República Dominicana**  
**(1990-2000)**  
**(En RD\$)**

<b>Concepto</b>	<b>1990</b>	<b>1994</b>	<b>1996</b>	<b>2000</b>
Gasto salud de la SESPAS	449.9	1,217	1,382	4,252
Gasto SESPAS	526.3	1,401	1,615	5,939
Gasto salud/SESPAS	85.5%	86.9%	85.6%	71.6%

**Fuente: Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES).**

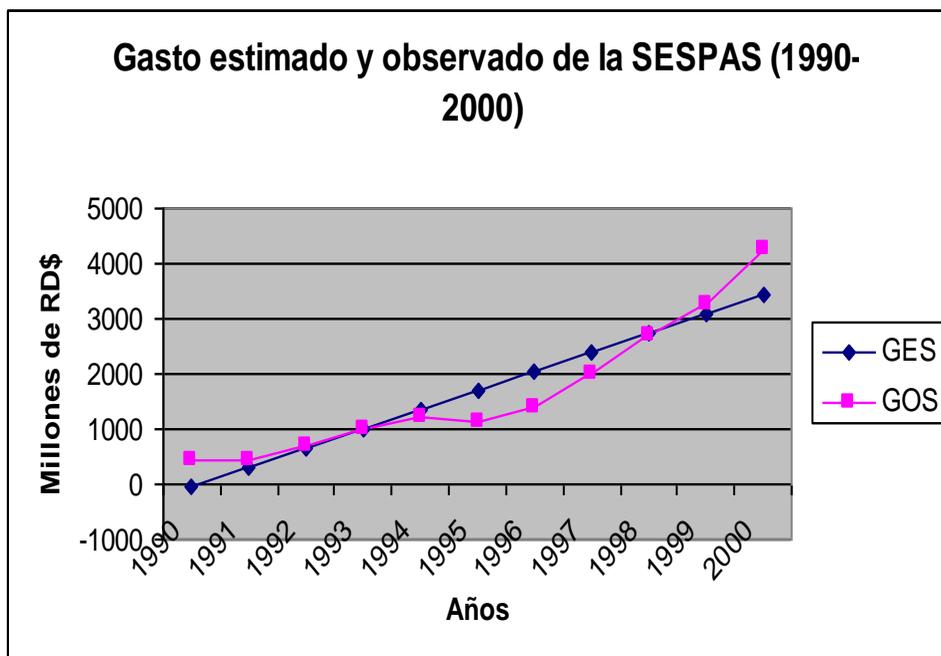
Precisamente apoyándonos en estas informaciones históricas, procedimos a proyectar el gasto en salud de dicha institución. El modelo usado fue de regresión lineal, donde el gasto en salud de la SESPAS fue la variable dependiente y el tiempo (serie histórica 1990-2000), la variable independiente.

Resumen del modelo econométrico utilizado:

1) Ecuación lineal estimada	$Y = -414.111 + 349.770X$
2) Error estándar estimado	ee= (295.336) (43.545)
3) Valores t estimados	t= (-1.402) (8.032)
4) Valor de probabilidad	(0.194) (0.000)
5) Coeficiente de correlación de Pearson	CCP= 0.937
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.878$
7) Grados de libertad	g de l= 9
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,9} = 64.519$

Bondad del ajuste. Los coeficientes (-414.111 y 349.77) obtenidos de la ecuación de regresión, fueron sometidos a prueba de hipótesis nula, en base a la distribución t, en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 9 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.262$ , resultado estadísticamente significativo el coeficiente de la variable independiente, pero no así el correspondiente al intercepto. El  $r^2$  indica que el 87.8% de las variaciones de la variable dependiente viene explicado por la variable independiente; es un valor bastante representativo. La razón de varianza, F, para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 9 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1,9} = 5.12$ , obviamente inferior a la F calculada, por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. Finalmente existe una alta correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo (correlación de Pearson).

Gráfico 121



Fuente: Elaborado con datos del Banco Central, ONAPRES y Martí (1997).

Nota: GES, gasto estimado en salud de la SESPAS; GOS, gasto observado en salud de la SESPAS.

Los resultados de la proyección se pueden palpar en el cuadro 217.

**Cuadro 217**  
**Proyección del gasto en salud de la SESPAS de la República Dominicana (2001-2010)**  
**(En RD\$)**

Año	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Gastos Salud SESPAS	3,783	4,133	4,483	4,833	5,182	5,532	5,882	6,232	6,582	6,931
Gastos SESPAS	5,162	5,659	6,156	6,653	7,150	7,647	8,145	8,642	9,139	9,636

Fuente: Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES).

Al computar el gasto del gobierno central y de los organismos descentralizados (Consejo Nacional de Población y Familia (CONAPOFA), el Instituto Dominicano de Seguros Sociales (IDSS), Lotería Nacional e Instituto de Auxilios y Viviendas), se pudo comprobar la posibilidad de captar recursos financieros para impulsar el sistema de seguridad social, como se puede advertir en el cuadro 218.

**Cuadro 218**  
**Asistencia social del gobierno central dominicano y organismos descentralizados**  
**(1995-2000)**  
**(En RD\$)**

<b>Año</b>	<b>Gobierno central</b>	<b>instituciones descentralizadas</b>	<b>Total</b>
1995	613,058,191	1,130,415,566	1,743,473,757
1996	979,885,806	1,154,061,421	2,133,947,227
1997	1,604,046,038	1,752,038,660	3,356,084,698
1998	1,477,175,812	1,944,066,379	3,421,242,191
1999	2,482,294,990	1,897,557,639	4,379,852,629
2000	3,222,180,949	1,461,928,885	4,684,109,834

**Fuente: Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES).**

Los recursos financieros contenidos para la asistencia social, de conformidad con el acápite (b) del artículo 20 de la ley, serán especializados para financiar las prestaciones de la población indigente y de los grupos sociales con insuficiente capacidad contributiva. De ahí la necesidad de ver su comportamiento histórico para proyectar cuantitativamente sus valores para el futuro (2001-2010).

El modelo usado fue de regresión lineal, tanto para proyectar los valores de la asistencia social del gobierno central, como para proyectar los valores de la asistencia social de las instituciones descentralizadas del Estado. En ambos casos la variable independiente fue el tiempo. La serie histórica fue 1995-2000.

Resumen del modelo econométrico utilizado:

1) Ecuación lineal estimada	$Y = -12,823,480.6 + 497,884,889.1X$
2) Error estándar estimado	$ee = (273,000,000)(70,153,135)$

## Tesis Doctoral (Cuarto Volumen)

3) Valores t estimados	t= (-0.047) (7.097) (0.965) (0.002)
4) Valor de probabilidad	
5) Coeficiente de correlación de Pearson	CCP= 0.963
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.878$
7) Grados de libertad	g de l= 4
8) Test de la F de Fisher	$F_{1,4} = 50.369$

Bondad del ajuste. Los coeficientes (-12,823,480.6 y 497,884,889.1) obtenidos de la ecuación de regresión, fueron sometidos a prueba de hipótesis nula, en base a la distribución t, en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 4 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.776$ , resultado estadísticamente significativo el coeficiente de la variable independiente, pero no así el correspondiente al intercepto. El  $r^2$  indica que el 87.8% de las variaciones de la variable dependiente viene explicado por la variable independiente; es un valor bastante representativo. La razón de varianzas, F, para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 4 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1,4} = 7.71$ , obviamente inferior a la F calculada, por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. Finalmente existe una alta correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo (correlación de Pearson).

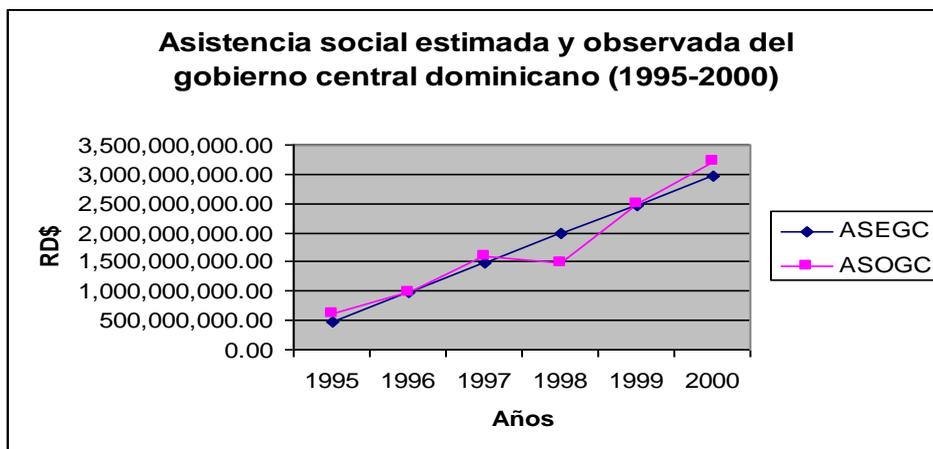
En el caso de los organismos descentralizados, obtuvimos los siguientes resultados en el plano económico:

## Linares

1) Ecuación lineal estimada	$Y = 1,148.670 + 116.574X$
2) Error estándar estimado	$ee = (301.445) \quad (77.404)$
3) Valores t estimados	$t = (3.811) \quad (1.506) \quad (0.019) \quad (0.207)$
4) Coeficiente de correlación de Pearson	$CCP = 0.602$
5) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.362$
6) Grados de libertad	$g \text{ de } l = 4$
7) Test de la F de Fisher	$F_{1,4} = 2.268$

Bondad del ajuste. Los coeficientes (1,148.67 y 116.574) obtenidos de la ecuación de regresión, fueron sometidos a prueba de hipótesis nula, en base a la distribución t, en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 4 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.776$ , resultado estadísticamente significativo el coeficiente del intercepto, pero no así el de la variable independiente. El  $r^2$  indica que el 36.2% de las variaciones de la variable dependiente viene explicado por la variable independiente es un valor poco representativo. La razón de varianza, F, para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 4 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1,4} = 7.71$ , obviamente la F calculada cae en la región de aceptación de la hipótesis nula, por lo que queda aprobada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. Finalmente existe una correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo (correlación de Pearson).

Gráfico 122



Fuente: Elaborado con datos del Banco Central, ONAPRES y Martí (1997).

Luego procedimos a proyectar los valores monetarios de la asistencia social, tanto del gobierno central, como de los organismos descentralizados (cuadro 219).

Cuadro 219

**Proyección de los valores monetarios de la asistencia social (2001-2010)**

Año	Gobierno central (RD\$)	Instituciones descentralizadas (RD\$)	Total (RD\$)
2001	3,472,370,742	1,964,686,388	5,437,057,130
2002	3,970,255,631	2,081,260,187	6,051,515,818
2003	4,468,140,520	2,197,833,986	6,665,974,506
2004	4,966,025,409	2,314,407,785	7,280,433,194
2005	5,463,610,298	2,430,981,584	7,894,591,882
2006	5,961,795,187	2,547,555,383	8,509,350,570
2007	6,459,680,076	2,664,129,182	9,123,809,258
2008	6,957,564,965	2,780,702,981	9,738,267,946
2009	7,455,449,854	2,897,276,780	10,352,726,630
2010	7,953,334,743	3,013,850,579	10,967,185,320

Fuente: Elaborado con informaciones de la ONAPRES.

Las partidas del gobierno central, destinadas a contratar seguros de salud y planes de pensiones, después de procesarlas, las mismas fueron plasmadas en el cuadro 220.

**Cuadro 220**  
**Erogaciones del gobierno central dominicano en seguros médicos a empleados públicos (1995-2000)**  
**(En RD\$)**

Año	Monto
1995	132,321,174
1996	140,217,872
1997	147,795,906
1998	127,906,460
1999	207,066,555
2000	188,627,642

**Fuente: Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES).**

Debemos aclarar que las citadas partidas aunque reflejan correctamente las erogaciones del gobierno central, con relación al seguro médico de sus empleados, son parciales. Esto así, debido a que no aparecen aquí las erogaciones de las instituciones descentralizadas y autónomas del sector público; de modo que la cuantía de esta partida, es mucho mayor a la presentada en el cuadro en cuestión.

Resumen de los resultados del modelo de regresión lineal:

1) Ecuación lineal estimada	$Y = 111.104 + 13.202X$
2) Error estándar estimado	$ee = (22.209) \quad (5.703)$
3) Valores t estimados	$t = (5.003) \quad (2.316) \quad (0.007) \quad (0.082)$
4) Coeficiente de correlación de Pearson	$CCP = 0.757$
5) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.573$
6) Grados de libertad	$g \text{ de } l = 4$
7) Test de la F de Fisher	$F_{1,4} = 5.362$

Bondad del ajuste. Los coeficientes (111.104 y 13.202) obtenidos de la ecuación de regresión, fueron sometidos a prueba de hipótesis nula, en base a la distribución t, en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 4 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.776$ , resultado estadísticamente significativo el coeficiente del intercepto, pero no así el de la variable independiente. El  $r^2$  indica que el 57.3% de las variaciones de la variable dependiente viene explicado por la variable independiente. La razón de varianza, F, para los grados de libertad especificados (1 en el numerador y 4 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1,4} = 7.71$ , obviamente la F calculada cae en la región de aceptación de la hipótesis nula, por lo que queda aprobada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. Finalmente existe una correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo (correlación de Pearson).

Para la proyección procedimos a utilizar el modelo econométrico de regresión lineal, donde el gasto en seguro médico a empleados públicos, fue la variable dependiente y el tiempo (serie histórica 1995-2000), la variable independiente. Los resultados pueden ser consultados en el cuadro 221.

**Cuadro 221**  
**Proyección de erogaciones del gobierno central dominicano en seguros de salud a**  
**empleados públicos (2001-2010)**  
**(En RD\$)**

<b>Año</b>	<b>Monto</b>
2001	203,541,493
2002	216,746,891
2003	229,952,289
2004	243,157,687
2005	256,363,085
2006	269,568,483
2007	282,773,881
2008	295,979,279
2009	309,184,677
2010	322,390,075

**Fuente: Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES).**

Con relación a las contribuciones impositivas de los juegos de azar (casinos, tragamonedas y bingo), observamos las cifras acumuladas en la serie histórica 1995-2000 (cuadro 222).

**Cuadro 222**  
**Contribuciones impositivas dominicanas de los juegos de azar (1995-2000)**  
**(En RD\$)**

<b>Año</b>	<b>Monto</b>
1995	184,801,068
1996	197,603,991
1997	330,085,420
1998	69,231,217
1999	98,003,111
2000	117,918,451

**Fuente: Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES).**

E hicimos la proyección, sobre la base de la tasa promedio de crecimiento de la variable estudiada, equivalente a un 5% (véase el cuadro 223).

**Cuadro 223**  
**Proyección de las contribuciones impositivas dominicanas de los juegos de azar**  
**(2001-2010)**  
**(En RD\$)**

<b>Año</b>	<b>Monto</b>
2001	123,814,374
2002	130,005,092
2003	136,505,347
2004	143,330,614
2005	150,497,145
2006	158,022,002
2007	165,923,102
2008	174,219,257
2009	182,930,220
2010	192,076,731

**Fuente: Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES).**

Los aportes corrientes reportados por la Lotería Nacional, al gobierno central, que de conformidad con el párrafo I, del artículo 20, será administrada en beneficio del Sistema Dominicano de Seguridad Social, durante la serie histórica 1995-2000, no fueron procesados, debido a que

## Tesis Doctoral (Cuarto Volumen)

su cuantía no fue significativa en el período 1995-2000, como puede ser apreciada en el cuadro 224.

**Cuadro 224**  
**Aportes corrientes de la Lotería Nacional al gobierno central dominicano (1995-2000)**  
**(En RD\$)**

<b>Año</b>	<b>Monto</b>
1995	95,500,000
1996	105,000,000
1997	195,000,000
1998	162,350,000
1999	70,000,000
2000	10,000,000

**Fuente:** Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES).

Finalmente, confeccionamos un cuadro resumen (cuadro 225).

**Cuadro 225**  
**Resumen de proyecciones (2001-2010)**  
**(Millones de RD\$)**

<b>Acá- pi- te</b>	<b>2001</b>	<b>2002</b>	<b>2003</b>	<b>2004</b>	<b>2005</b>	<b>2006</b>	<b>2007</b>	<b>2008</b>	<b>2009</b>	<b>2010</b>
A	3783	4133	4483	4833	5183	5182	5882	6232	6582	6931
B	5437	6052	6666	7280	7895	8509	9124	9738	10353	10967
C	204	217	230	243	256	270	283	2956	309	322
F	124	130	137	143	150	158	166	174	183	192
To- tal	9549	10532	11516	12499	13484	14119	15455	19100	17427	18412

**Fuente:** Oficina Nacional de Presupuesto (ONAPRES).

**Nota:** Las letras A, B, C y F, se refieren a los acápitos del artículo 20 de la ley de seguridad social.

**Profundización analítica de los resultados de la regresión lineal.** Ahora procederemos a ahondar el análisis de los resultados arrojados por los modelos arriba expuestos<sup>113</sup> y al mismo tiempo calcularemos y

<sup>113</sup> A esta altura de mi investigación pude comprobar una correlación positiva entre las distintas variables que trato en relación a la ley de seguridad social, respecto al tiempo. Pareciera que estas evidencias empíricas van en la línea de otras investigaciones. “Nuestro interés principal –dice C. Mesa-Lago- en este documento fue comprobar la hipótesis de que hay una correlación positiva entre los gastos de seguro social como porcentaje del PIB y el desarrollo económico (...)” (Mesa-Lago, C. y otros -1990-:

analizaremos los coeficientes de elasticidad que se derivan de la relación entre las variables dependientes (gastos en salud de la SESPAS, asistencia social del gobierno central, asistencia social de los organismos descentralizados y gastos del gobierno central en seguro de salud) y la variable independiente, que es el tiempo.

Trabajemos los estadísticos que se derivan de las cuantificaciones en el área del gasto en salud de la SESPAS.

Recta de regresión:

$$Y = a + mX$$

$$Y = -414,111 + 349.770X$$

Donde:

$$a = -414.111$$

$$m = 349.770$$

El valor de  $m = 349.77$ , está asociado a la pendiente de la recta e indica que por cada año que vaya pasando, el gasto en salud de la SESPAS aumenta RD\$349.77 millones. El valor de  $-414.11$  es el intercepto de la línea recta e indica el efecto promedio sobre el gasto en salud de la SESPAS de todas las variables que no se encuentran explícitamente especificadas en el modelo de regresión, ya que en éste solamente fue explicitada la variable tiempo.

Coefficiente de elasticidad: ¿Qué podemos decir respecto al coeficiente de elasticidad? Los resultados fueron los siguientes:

---

“Determinantes de los costos y la cobertura del seguro-seguridad social. Una comparación internacional enfocada en la América Latina”. El Trimestre Económico. México, enero-marzo 1990, p. 53).

$$\eta = (dY/dX)(X^*/Y^*)$$

Donde:

$Y^*$  = sumatoria de Y entre n

$X^*$  = sumatoria de X entre n

Luego,

$$\eta = (349,781,572.8)(6/1,684,572,123)=1.24$$

es decir, el gasto en salud de la SESPAS es elástico con respecto a la variable tiempo; lo cual quiere decir que las variaciones porcentuales que se producen en la variable tiempo, originan cambios porcentuales de mayor magnitud en dicha variable dependiente.

Trabajemos los estadísticos que se derivan de las cuantificaciones en el área de la asistencia social del gobierno central.

Recta de regresión:

$$Y = a + mX$$

$$Y = -12,823,480.6 + 497,884,889.1X$$

Donde:

$$a = -12,823,480.6$$

$$m = 497,884,889.1$$

El valor de m, está asociado a la pendiente de la recta e indica que por cada año que vaya pasando, las erogaciones en la asistencia social del gobierno central, aumentan RD\$497.88 millones. El valor de -12.8 es el intercepto de la línea recta e indica el efecto promedio sobre las

erogaciones del gobierno central en asistencia social, de todas las variables que no se encuentran especificadas en el modelo de regresión, ya que en éste solamente fue explicitada la variable tiempo.

Coefficiente de elasticidad: ¿Qué podemos decir respecto al coeficiente de elasticidad? Los resultados fueron los siguientes:

$$\eta = (dY/dX)(X^*/Y^*)$$

Donde:

$$Y^* = \text{sumatoria de } Y \text{ entre } n$$

$$X^* = \text{sumatoria de } X \text{ entre } n$$

Luego,

$$\eta = (497,884,889.1)(3.5/1,729,773,630)=1.0$$

es decir, el gasto en asistencia social por parte del gobierno central, es unitario con respecto a la variable tiempo; lo cual quiere decir que las variaciones porcentuales que se producen en la variable tiempo, originan cambios porcentuales de igual magnitud en dicha variable dependiente.

Trabajemos los estadísticos que se derivan de las cuantificaciones en el área de la asistencia social de los organismos descentralizados.

Recta de regresión:

$$Y = a + mX$$

$$Y = 1,148.67 + 116.574X$$

Donde:

$$a = 1,148.67$$

$$m= 116.574$$

El valor de m, 116.574, está asociado a la pendiente de la recta e indica que por cada año que vaya pasando, las erogaciones en asistencia social de los organismos descentralizados, aumentan RD\$116.57 millones.

El valor de a, 1,148.67, es el intercepto de la línea recta e indica el efecto promedio sobre las erogaciones de los organismos descentralizados en asistencia social, de todas las variables que no se encuentran especificadas en el modelo de regresión, ya que en éste solamente fue explicitada la variable tiempo.

Coefficiente de elasticidad: ¿Qué podemos decir respecto al coeficiente de elasticidad? Los resultados fueron los siguientes:

$$\eta = (dY/dX)(X^*/Y^*)$$

Donde:

$Y^*$  = sumatoria de Y entre n

$X^*$  = sumatoria de X entre n

Luego,

$$\eta = (116,573,799.1)(3.5/1,557,678,092)=0.26$$

es decir, el gasto en asistencia social por parte de los organismos descentralizados, es inelástico con respecto a la variable tiempo; lo cual quiere decir que las variaciones porcentuales que se producen en la variable tiempo, originan cambios porcentuales de menor magnitud en dicha variable dependiente.

Trabajemos los estadísticos que se derivan de las cuantificaciones en el área del gasto en seguro de salud del gobierno central.

Recta de regresión:

$$Y = a + mX$$

$$Y = 111.104 + 13.205X$$

Donde:

$$a = 111.104$$

$$m = 13.205$$

El valor de  $m$ , 13.2, está asociado a la pendiente de la recta e indica que por cada año que vaya pasando, las erogaciones en seguro de salud del gobierno central, aumentan RD\$13.2 millones.

El valor de  $a$ , 111.1, es el intercepto de la línea recta e indica el efecto promedio sobre las erogaciones del gobierno central en seguro de salud, de todas las variables que no se encuentran especificadas en el modelo de regresión, ya que en éste solamente fue explicitada la variable tiempo.

Coeficiente de elasticidad: ¿Qué podemos decir respecto al coeficiente de elasticidad? Los resultados fueron los siguientes:

$$\eta = (dY/dX)(X^*/Y^*)$$

Donde:

$$Y^* = \text{sumatoria de } Y \text{ entre } n$$

$$X^* = \text{sumatoria de } X \text{ entre } n$$

Luego,

$$\eta = (13,205,398.037)(3.5/157,322,601.5) = 0.29$$

Es decir, el gasto en seguro de salud por parte del gobierno central, es inelástico con respecto a la variable tiempo; lo cual quiere decir que las

variaciones porcentuales que se producen en la variable tiempo, originan cambios porcentuales de menor magnitud en dicha variable dependiente.

**Juicios críticos.** Estos resultados proyectados, dibujan un panorama muy favorable al SDSS, pues el Estado dominicano estaría generando con creces los recursos financieros que les van a permitir cubrir holgadamente sus aportes a dicho sistema para alcanzar y mantener el equilibrio. Ahora bien, si se interponen escollos en el camino (ocurrencias de choques internos y externos a la economía, dilapidación de los recursos estatales, politiquería, etc.), podría sobrevenir una situación que aun con la adición de fondos estatales y privados, el costo del Plan Básico de Salud (PBS), los superaría, estructurándose un cuadro netamente pesimista<sup>114</sup>, como el que presentamos en cuadro 226.<sup>115</sup>

**Cuadro 226**  
**Costo del PBS de la República Dominicana y su financiamiento desde los regímenes de afiliación en el escenario pesimista (2003-2010)**  
**(En RD\$)**

Detalle	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
I.Costos	20,413	22,054	23,899	25,893	28,046	30,371	32,881	35,591
II.Financiamiento	4328.8	5221.1	6193.1	7015.1	7925.8	8933.9	10048.2	11427.2
1.Contributivo	1783.0	2311.6	2912.7	3593.8	4363.4	5230.7	6431.1	7906.9
2.Contributivo-subsid.	1633.0	1764.3	1911.9	2071.4	2243.7	2429.7	2630.5	3084.9
3.Subsidiado								
III. (II/I)	40%	42%	46%	49%	51.8%	54.6%	58.1%	63%

Fuente: Superintendencia de Salud y Riesgos Laborales (SISALRIL).

**Nota:** PBS, plan básico de salud; Fin., financiamiento; Subsid., subsidiado.

Sin duda, la economía dominicana saldrá altamente beneficiada si se aplica debidamente la ley de seguridad social, ejerciendo un impacto

<sup>114</sup> En el escenario pesimista, partimos de que las tasas de evasión en la afiliación es de 45% en el régimen contributivo, pero irá reduciéndose paulatinamente hasta situarse en 20% en el año 2010 y de 75% en el contributivo-subsidiado y se irá reduciendo hasta quedar en 30% en el año 2010.

<sup>115</sup> Véase Linares, M. (2004): *Seguridad social. Desmonte de las partidas presupuestarias gubernamentales para su financiamiento*. Santo Domingo, R.D.

macroeconómico positivo. *“Actualmente y bajo un sistema voluntario, los fondos de pensiones administrados por las AFP ascienden a RD\$3,800 millones. Para el año 2003, cuando se inicia el sistema de manera obligatoria, la cifra podría alcanzar los RD\$7,000 millones. Para entonces, su impacto sobre el PIB sería de menos de 2%. Sin embargo, la acumulación de estos recursos será acelerada. En 10 años, el fondo de pensiones podría llegar a más de RD\$265 mil millones y para entonces podría significar el 25% del PIB (...) Del mismo modo, la relación entre los fondos de pensiones acumulados y los activos del sistema financiero nacional crecería de un 2.7% a un 33% en igual período. Lo mismo ocurriría cuando se relacionan estos fondos con los depósitos del sector financiero, al pasar de 3.5% a 35% en 10 años”*.<sup>116</sup> (Comillas, cursiva y el punto suspensivo, son nuestros).

Nuestro problema radica en la falta de institucionalidad, en la politiquería que arroja al Estado dominicano, que acuerda una cosa y hace otra, en el marco de la ley de seguridad social. Por eso en pleno 2007 no acaba de cuajar la citada ley, erosionada su aplicación por interminables querellas de los protagonistas principales, y la revelación, en particular, de honorarios realmente ridículos para el personal médico adscrito al PBS.

Pareciera que debiéramos seguir las orientaciones de Andras Uthoff: *“Para la jerarquización y conciliación de estos objetivos se necesita un acuerdo político muy amplio que permita compatibilizar cinco grandes estrategias. Primero, en el plano macroeconómico e institucional, una estrategia para la defensa de la capacidad de crecimiento e inversión de la economía en un contexto de estabilidad nominal y real (...) En segundo lugar, una estrategia de permanente conciliación (...) del sistema de pensiones con las estructuras y dinámicas de la población, del mercado de trabajo y de las finanzas públicas (...) En tercer lugar, una estrategia de fortalecimiento secular de la base contributiva, pues además de mejorar las bases económicas y financieras para el crecimiento...es preciso mejorar también la capacidad productiva de los*

---

<sup>116</sup> Guerra, E. (2002): “Análisis de la ley de seguridad social y su impacto económico”. Santo Domingo, R.D., p. 64.

*afiliados (...) En cuarto lugar, una estrategia que incluya tanto mecanismos de ahorros solidarios para financiar prestaciones...[En quinto lugar]...dar contenido social al pacto fiscal con un acuerdo social que lo oriente (...)*<sup>117</sup> (Comillas, cursiva y puntos suspensivos, son nuestros). Pero con un Estado fallido, como el nuestro, es poco probable ejercer la capacidad conciliadora para acometer un pacto, como el propuesto por Uthoff; no obstante, la esperanza nunca debemos perderla.

**Resumen del balance referido a la seguridad social.**  
**SUSTENTACIÓN:** la seguridad social, depende del gasto social total, del gasto público y de la renta nacional.

**DIAGNÓSTICO:** desde la era de Trujillo la protección social de la ciudadanía ha operado con una deficiencia notable. Después que el tirano fue liquidado tal protección entró en una aguda crisis estructural (agravamiento de la insuficiencia del gasto, tendencia a la privatización, etc.). Entrado el siglo XXI, se vota una nueva ley de seguridad social, con cierto contenido progresista.

**TERAPÉUTICA:** se recomienda el incremento del gasto social, con el fin de que el Estado cumpla con su cuota de responsabilidad en la concreción de dicha ley.

**RESULTADOS:** se espera que los tres regímenes en los que se asienta la seguridad social: contributivo, contributivo-subsidiado y subsidiado, operen en las mejores condiciones, sobre la base del cumplimiento del espíritu de la ley, por parte de los agentes involucrados.

### **Balance del impacto del ajuste económico en el campo social de la República Dominicana**

**La regresión lineal del ajuste.** Hagamos ahora, la econometría del ajuste económico. Modelo macroeconómico:

---

<sup>117</sup> Uthoff, A. (2006): “Brechas del Estado de bienestar y reformas a los sistemas de pensiones en América Latina”. Revista de la CEPAL, 89; impresa en Santiago de Chile.

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;  $\beta_0$ , consumo autónomo;  $\beta_1$ , propensión marginal al consumo;  $Y_d$ , ingreso disponible;  $T_d$ , impuestos directos;  $\alpha_0$ , impuestos autónomos;  $\alpha_1$ , 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.

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.  $\beta_0$ , consumo autónomo;  $\beta_1$ , propensión marginal al consumo;  $\alpha_0$ , impuestos autónomos;  $\alpha_1$ , tasa marginal de imposición;  $M_0$ , importaciones autónomas;  $m$ , propensión marginal a importar.

**Cuadro 227**  
**VARIABLES MACROECONÓMICAS ENDÓGENAS (EXPRESADAS EN TÉRMINOS REALES)**  
**(1980-2000)**

Año	$Y_n$	$Y_d$	$C_p$	$M_t$	$T_d$
1980	2,858.6	2,973.6	2,460.9	1,027.0	91.0
1981	3,057.4	3,162.5	2,422.6	930.4	89.0
1982	3,108.1	3,226.2	2,588.6	801.8	80.9
1983	3,326.5	3,457.3	2,774.1	854.5	85.3

## Tesis Doctoral (Cuarto Volumen)

<b>Año</b>	<b>Yn</b>	<b>Yd</b>	<b>Cp</b>	<b>Mt</b>	<b>Td</b>
1984	3,499.5	3,739.8	3,082.1	1,115.9	88.0
1985	3,490.1	3,747.0	2,930.5	1,126.5	85.0
1986	3,638.6	3,814.4	2,907.7	1,004.4	96.9
1987	4,030.3	4,268.0	3,406.9	1,382.7	112.4
1988	4,167.6	4,455.2	3,318.3	1,617.8	123.1
1989	3,793.3	4,039.1	3,139.5	1,533.6	127.8
1990	3,569.0	3,819.1	3,053.1	1,442.0	111.6
1991	3,676.0	3,870.9	3,159.0	1,108.7	104.7
1992	3,928.6	4,126.3	3,491.1	1,249.0	113.2
1993	3,895.8	4,283.0	3,324.4	2,373.8	123.3
1994	4,139.3	4,549.5	3,506.0	2,425.1	128.0
1995	4,343.0	4,726.8	3,655.0	2,362.9	141.7
1996	4,640.7	5,070.4	3,936.4	2,502.7	136.1
1997	5,027.4	5,503.7	4,103.5	2,735.5	171.4
1998	5,382.7	6,096.1	4,418.6	3,194.8	185.8
1999	5,821.0	6,476.2	4,636.0	3,289.9	216.8
2000	6,292.7	6,933.0	5,168.0	3,657.8	235.0

**Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).**

**Cuadro 228**  
**Variables macroeconómicas exógenas (expresadas en términos reales)**  
**(1980-2000)**

<b>Año</b>	<b>I<sub>0</sub></b>	<b>G<sub>0</sub></b>	<b>X<sub>0</sub></b>
1980	742.4	224.7	613.3
1981	728.3	294.0	693.4
1982	626.2	306.9	535.1
1983	693.1	299.1	595.5
1984	664.8	279.3	808.1
1985	634.6	258.7	955.8
1986	742.2	276.7	869.9
1987	970.9	170.3	1,084.9
1988	1,018.8	155.4	1,512.9
1989	1,018.3	115.9	1,212.3
1990	872.5	109.3	1,143.9
1991	698.0	96.0	929.0
1992	833.5	125.8	874.3
1993	1,003.6	186.0	2,057.5
1994	946.0	215.2	2,181.9
1995	904.0	238.2	2,206.1
1996	930.3	278.7	2,264.8
1997	1,051.6	405.2	2,482.9

## Linares

Año	I <sub>0</sub>	G <sub>0</sub>	X <sub>0</sub>
1998	1,338.4	458.3	2,681.4
1999	1,492.9	497.3	2,830.4
2000	1,585.4	557.6	2,991.7

Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

Veamos ahora los resultados, en cada caso.

a) 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) Índice de colinealidad	IC = 1 y 8.468
10) Durbin Watson	DW = 1.738

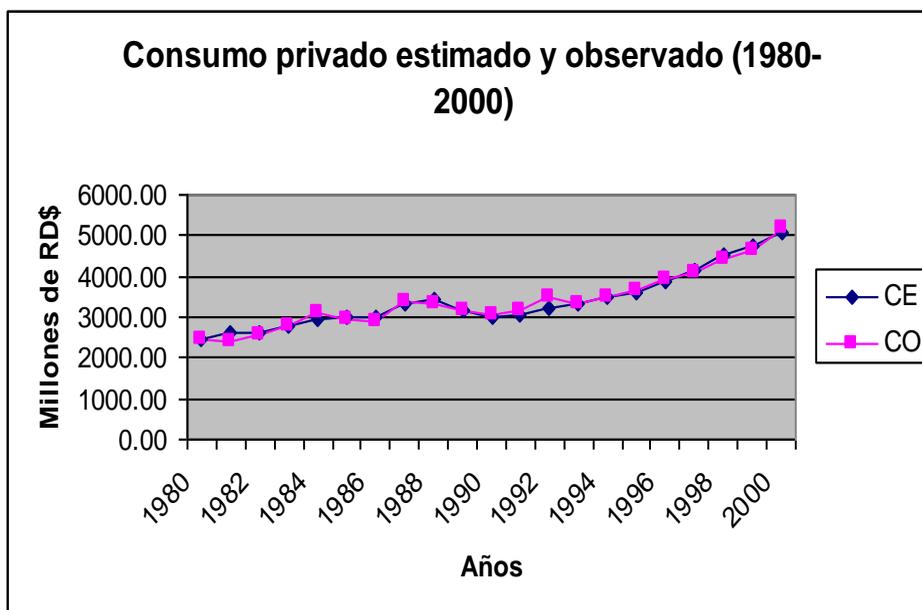
Los coeficientes obtenidos de la ecuación de regresión 514.863 y 0.657 fueron sometidos a prueba de hipótesis nula, en base a la distribución t, en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 19 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.093$ . Ambos coeficientes resultaron estadísticamente significativos, pues sus t estimados cayeron fuera de la región de aceptación. El  $r^2$  indica que el 98% de las variaciones de la variable dependiente viene explicado por la variable independiente. La razón de varianza, F, para los grados de libertad especificados (1 en el 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 F calculada (903.435), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente.

Existe una apreciable correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, se podrían presentar algunos problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1 y 8.468) arrojaron magnitudes relativamente altas. En cambio, no hay problemas de autocorrelación, pues el estadístico Durbin Watson (1.738) está próximo a

2. Véase el gráfico que sigue:

**Gráfico 123**



**Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).**

Hagamos una reflexión final, referida al coeficiente de la pendiente. Éste que 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.

b) 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.

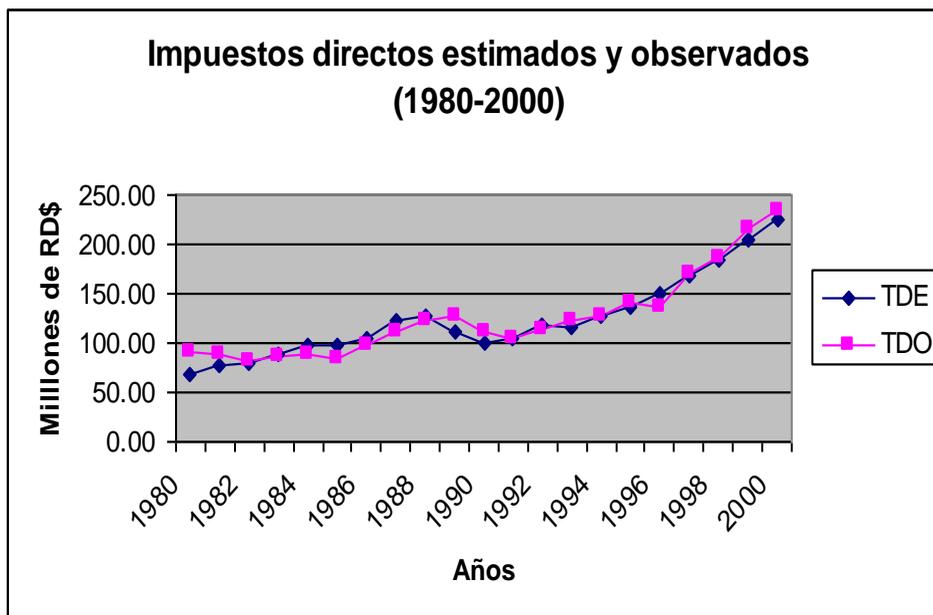
Los coeficientes obtenidos de la ecuación de regresión -63.592 y 0.046 fueron sometidos a prueba de hipótesis nula, en base a la distribución t, en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 19 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.093$ . Ambos coeficientes resultaron estadísticamente significativos, pues sus t estimados cayeron fuera de región de aceptación. El  $r^2$  indica que el 95% de las variaciones de la variable dependiente viene explicado por la variable independiente. La razón de varianza, F, para los grados de libertad especificados (1 en el 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 F calculada (341.578), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. Finalmente existe una apreciable correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, se podrían presentar algunos problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1 y 9.338) arrojaron magnitudes relativamente altas. En cambio, no hay problemas de autocorrelación, pues el estadístico Durbin Watson (1.033) está próximo a 2.

1) Ecuación lineal estimada	$Td = -63.592 + 0.046Yn$
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	$g \text{ de } l = 19$
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 19} = 341.578$
9) Índice de colinealidad	$IC = 1 \text{ y } 9.338$
10) Durbin Watson	$DW = 1.033$

Véase el gráfico que sigue:

Gráfico 124



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

Hagamos también una reflexión final, 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 de recaudación del aparato estatal, la evasión en el pago de impuesto directo y la corrupción administrativa practicada por el funcionariado relacionado con el área señalada.

c) 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) Índice de colinealidad	IC= 1 y 9.338
10) Durbin Watson	DW= 1.046

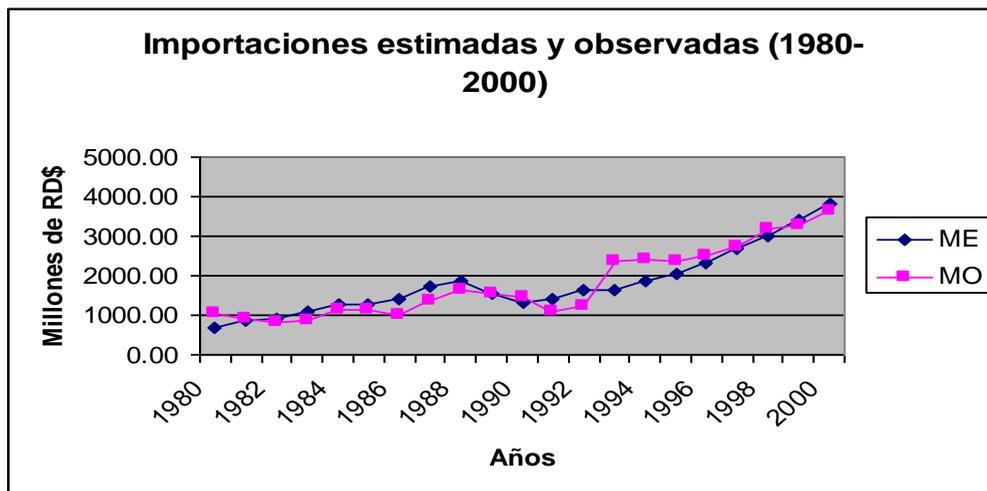
Los coeficientes obtenidos de la ecuación de regresión -1,974.472 y 0.924 fueron sometidos a prueba de hipótesis nula, en base a la distribución t, en una prueba de dos colas, con un nivel de confianza de 95% y 19 grados

de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.093$ . Ambos coeficientes resultaron estadísticamente significativos, pues sus  $t$  estimados cayeron fuera de la región de aceptación. El  $r^2$  indica que el 88% 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 19 en el denominador) para 95% de nivel de confianza, arrojó un valor de  $F_{1, 19} = 4.38$ , obviamente inferior a la  $F$  calculada (134.053), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. Finalmente existe una apreciable correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

Por otra parte, se podrían presentar algunos problemas de multicolinealidad, debido a las altas magnitudes alcanzadas por los índices de condición (1 y 9.338). En cambio, no hay problemas de autocorrelación, pues el estadístico Durbin Watson (1.046) está próximo a 2.

Véase el gráfico que sigue:

**Gráfico 125**



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

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.

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, en el cuadro 229 se observa la brecha de dicho ingreso, 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”.<sup>118</sup>

**Cuadro 229**  
**Impacto del multiplicador compuesto sobre el ingreso nacional (1980-2000)**

Año	Multiplicador (1)	Incremento $I_0$ (2)	Incremento $G_0$ (3)	Incremento $X_0$ (4)	Estimación incremento $Y_n$ (5)	Incremento observado del $Y_n$ (6)	Brecha (7)=(5)-(6)
1980	0.7709						
1981	0.7709	-14.10	69.32	80.06	104.29	198.78	-94.49
1982	0.7709	-102.16	12.83	-158.27	-190.87	50.71	-241.58
1983	0.7709	66.94	-7.76	60.37	92.16	218.47	-126.31
1984	0.7709	-28.36	-19.82	212.67	126.81	172.94	-46.13
1985	0.7709	-30.12	-20.52	147.67	74.80	-9.41	84.21
1986	0.7709	107.52	17.92	-85.94	30.45	148.58	-118.13
1987	0.7709	228.74	-106.32	215.06	260.16	391.62	-131.46
1988	0.7709	47.88	-14.92	428.02	355.37	137.31	218.06
1989	0.7709	-0.51	-39.55	-300.69	-262.68	-374.26	111.58
1990	0.7709	-145.73	-6.54	-68.38	-170.10	-224.28	54.18
1991	0.7709	-174.53	-13.36	-214.91	-310.52	106.94	-417.46
1992	0.7709	135.52	29.86	-54.68	85.34	252.60	-167.26
1993	0.7709	170.07	60.20	1,183.18	1,089.63	-32.81	1,122.43
1994	0.7709	-57.61	29.17	124.39	73.97	243.53	-169.57
1995	0.7709	-41.99	23.03	24.26	4.09	203.68	-199.60
1996	0.7709	26.26	40.45	58.65	96.64	297.71	-201.06

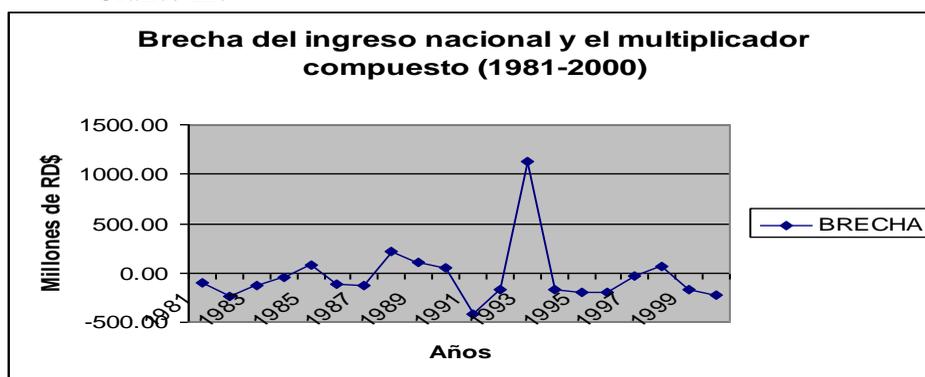
<sup>118</sup> Linares, M.: (2001): Paradigmas económicos. SOMOS ARTES GRAFICAS, S.A. Santo Domingo, R.D., p. 130.

Año	Multi- plicador  (1)	Incre- mento I <sub>0</sub>  (2)	Incre- mento G <sub>0</sub>  (3)	Incre- mento X <sub>0</sub>  (4)	Estima- ción incre- mento Y <sub>n</sub>  (5)	Incre- mento observa- do del Y <sub>n</sub> (6)	Brecha  (7)=(5)- (6)
1997	0.7709	121.31	126.49	218.13	359.19	386.75	-27.56
1998	0.7709	286.85	53.12	198.55	415.15	355.29	59.86
1999	0.7709	154.44	38.95	148.97	263.93	438.34	-174.41
2000	0.7709	92.56	60.35	161.30	242.22	471.67	-229.44

Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

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.

Gráfico 126

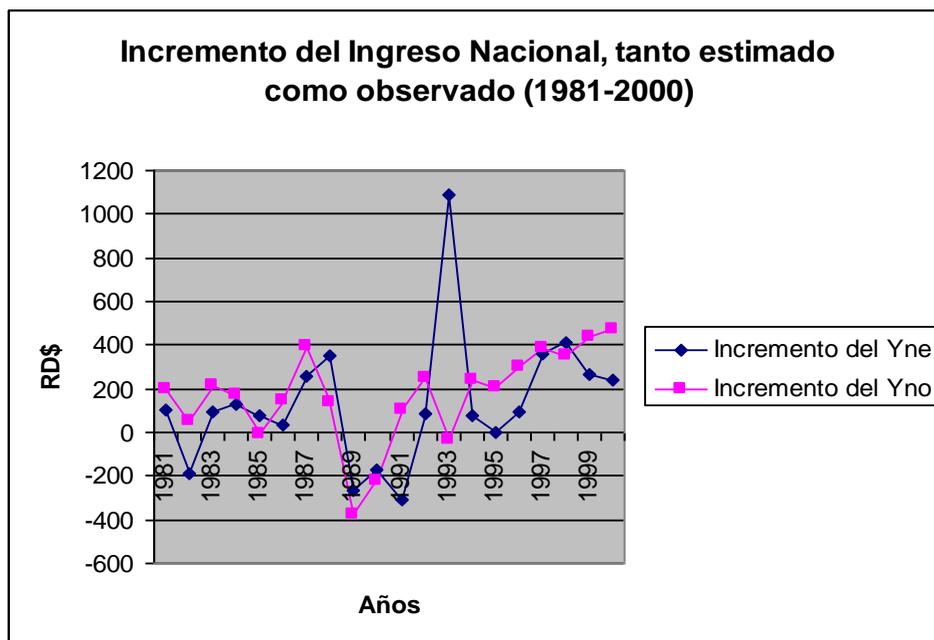


Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

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 a partir del multiplicador compuesto, como se puede advertir en el cuadro 229 y en el gráfico 115), 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.

Gráfico 127



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

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 (véase el cuadro 230).

**Cuadro 230**  
**Necesidad de financiamiento y ahorro estimado (1980-2000)**

<b>Año</b>	<b>Ahorro nacional bruto observado (en términos reales)</b>	<b>Inversión total Real</b>	<b>Necesidad de financiamiento externo</b>	<b>Ahorro nacional bruto estimado (en términos reales)</b>	<b>Diferencia entre el ahorro estimado y el observado</b>
1980	287.98	742.4	-454.5	358.38	70.40
1981	445.80	728.3	-282.5	407.67	-38.14
1982	330.74	626.2	-295.4	424.30	93.56
1983	384.17	693.1	-309.0	484.63	100.45
1984	378.41	664.8	-286.4	558.36	179.94
1985	557.76	634.6	-76.9	560.24	2.48
1986	630.02	742.2	-112.1	577.81	-52.21
1987	690.77	970.9	-280.1	696.21	5.44
1988	981.47	1,018.8	-37.3	745.07	-236.40
1989	783.76	1,018.3	-234.5	636.48	-147.28
1990	656.71	872.5	-215.8	579.05	-77.66
1991	616.01	698.0	-82.0	592.58	-23.42
1992	509.32	833.5	-324.2	659.22	149.90
1993	772.58	1,003.6	-231.0	700.13	-72.45
1994	828.32	946.0	-117.7	769.69	-58.63
1995	833.61	904.0	-70.4	815.97	-17.63
1996	855.27	930.3	-75.0	905.64	50.37
1997	995.07	1,051.6	-56.5	1,018.73	23.67
1998	1,219.20	1,338.4	-119.2	1,173.35	-45.85
1999	1,342.95	1,492.9	-149.9	1,272.55	-70.40
2000	1,207.37	1,585.4	-378.1	1,391.77	184.40

**Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).**

A la luz de los resultados vistos en el cuadro 230, tiene sentido la verificación econométrica entre las variables ahorro nacional bruto e ingreso nacional disponible. La primera sería la variable dependiente y la segunda, independiente.

Resultados del modelo aplicado:

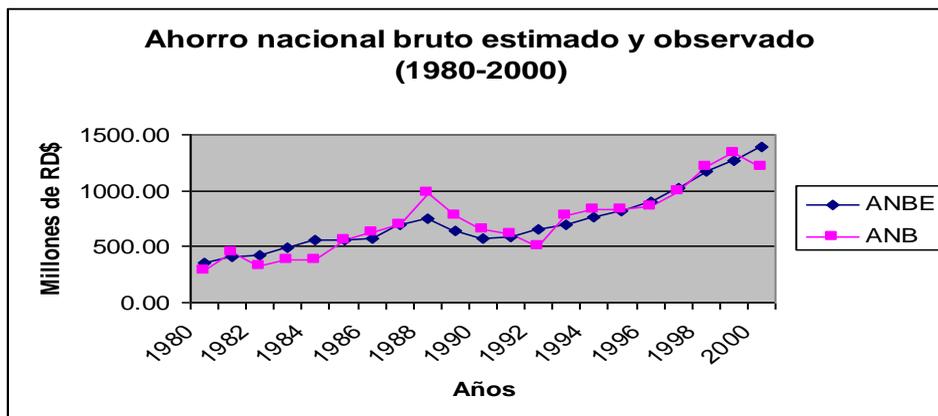
1) Ecuación lineal estimada	ANB= -417.734 + 0.261Yd
2) Error estándar estimado	ee= (100.848) (0.022)
3) Valores t estimados	t= (-4.142) (11.692)
4) Valor de probabilidad	(0.001) (0.000)
5) Coeficiente de correlación de Pearson	CCP= 0.94
6) Coeficiente de determinación	$r^2 = 0.88$
7) Grados de libertad	g de l= 19
8) Test de la F de Fisher	$F_{1, 19} = 136.699$
9) Índice de colinealidad	IC= 1 y 8.468
10) Durbin Watson	DW= 1.383

Bondad del ajuste. Los coeficientes obtenidos de la ecuación de regresión -417.734 y 0.261 fueron sometidos a prueba de hipótesis nula, de dos colas, en base a la distribución t, con un nivel de confianza de 95% y 19 grados de libertad, equivalente en consecuencia a  $t = \pm 2.093$ . Ambos coeficientes resultaron estadísticamente significativos, pues sus t estimados cayeron fuera de la región de aceptación de la hipótesis nula. El  $r^2$  indica que el 88% de las variaciones de la variable dependiente viene explicado por la variable independiente. La razón de varianza, F, para los grados de libertad especificados (1 en el 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 F calculada (136.699), por lo que queda rechazada la hipótesis de ausencia de influencia de la variable independiente sobre la dependiente. Existe una apreciable correlación positiva entre las variables involucradas en el modelo.

El coeficiente de la pendiente fue de una magnitud equivalente a 0.261. Representa la propensión marginal al ahorro (PMA). Indica que por cada peso que aumentó el ingreso nacional disponible, durante el período 1980-2000, se destinaron 26.1 centavos al ahorro nacional bruto; asimismo, revela que al variar el ingreso nacional disponible en un 1%, el ahorro nacional bruto lo hizo en un 0.261%.

Por otra parte, podrían presentarse algunos problemas de multicolinealidad ya que los índices de condición (1 y 8.468) son relativamente altos. No hay problemas de autocorrelación, pues el estadístico Durbin Watson (1.383) está próximo a 2. Véase el gráfico que sigue:

Gráfico 128



Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

**Juicios críticos.** Tenemos que convenir en la necesidad de incluir en este balance el impacto reduccionista de la política de ajuste sobre la política social. En efecto, el Estado dominicano, ha hecho esfuerzos para conjurar el cuadro social adverso que tiene la República Dominicana. Ya hemos suministrado pruebas de ello. Pero 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.<sup>119</sup>

Hay que convenir en concebir la política de ajuste del FMI, como ancla de la política social en América Latina;<sup>120</sup> Hecho este analizado en diversos escenarios por reconocidos autores, y en particular por la CEPAL.<sup>121</sup> “*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 (...)*”<sup>122</sup>, (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 Republica 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 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.

---

<sup>119</sup> 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).

<sup>120</sup> Consulte a Liz, R. (1993): “Crecimiento económico, empleo y capacitación”. Santo Domingo, R.D., pp. 5-10.

<sup>121</sup> 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).

<sup>122</sup> Stiglitz, J. (2002): “Empleo, justicia social y bienestar de la sociedad”. Revista Internacional del Trabajo. 2002?1-2, impresa en Ginebra, pp. 17-18.

Algunos hechos motivaron la adopción de la política de estabilización.<sup>123</sup> 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.

---

<sup>123</sup> 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” (Toral, L. -1991-: “Las negociaciones con el Fondo Monetario Internacional”. Santo Domingo, R.D., p. 5).

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”.<sup>124</sup> (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.<sup>125</sup> 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, acusó 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 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”.<sup>126</sup> (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros).

“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

---

<sup>124</sup> Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (1979): Vinculación entre las políticas fiscal y monetaria. México, pp. 47-48.

<sup>125</sup> Consulte a Ground, R. (1985): "El sesgo recesivo de las políticas de ajuste del Fondo Monetario Internacional". Revista Trimestre Económico. México.

<sup>126</sup> Dauhajre, A. y Aristy, J. (1994): Revista Rumbo. No. 25. Santo Domingo, R.D.

*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*".<sup>127</sup> (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".<sup>128</sup> (Comillas y cursiva son nuestras). El ajuste a que ha asistido la economía dominicana, es de corte ortodoxo, absolutamente extraño al ajuste con rostro humano<sup>129</sup>, 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.<sup>130</sup>

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

---

<sup>127</sup> ONAPLAN (1991): "Ajuste con rostro humano". Boletín Informe de Población, No. 4. Santo Domingo, R.D., p. 1.

<sup>128</sup> *Ibíd.*, p. 1.

<sup>129</sup> *Ibíd.*, pp. 4-5.

<sup>130</sup> 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" (Las mayúsculas son nuestras), p. 95.

*pobres*”.<sup>131</sup> (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros). 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 (...)”*.<sup>132</sup> (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*

---

<sup>131</sup> Bastidas, A. (1994): “Indicadores de pobreza. Banco Interamericano de Desarrollo”. Santo Domingo, R.D., p. 11.

<sup>132</sup> Colón, M. (1995): “La agricultura dominicana en la perspectiva del año 2000”. Santo Domingo, R.D., p. 53.

*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”.*<sup>133</sup> (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 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*

---

<sup>133</sup> FMI (1993): “Evolución económica reciente de la República Dominicana”. (Trabajo impreso en Santo Domingo, R.D.).

*cercana al 6% anual, con incrementos en el PIB por habitante en torno al 4% anual”.*<sup>134</sup> (Comillas, cursiva y el punto suspensivo son nuestros). Naturalmente estos requerimientos nos generan dificultades muy serias para poderlos cumplir.

Gráfico 129



**Fuente: Banco Central de la República Dominicana.**

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 (cuadro 240). 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

<sup>134</sup> Rosales, O. (1996): “Política económica, instituciones y desarrollo productivo en América latina”. Revista de la CEPAL, No. 59, p. 31.

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.

**Cuadro 231**  
**Datos estadísticos de variables macroeconómicas (1980-1990)**

Año	Crecimiento PIBR (%)	Crecimiento Gasto (%)	T.C. GKR	IPC	Deuda Externa	M <sub>1</sub> (%)	SPE
1980	7.97	27.42	-	58.64	1,008.00	-4.91	1506.65
1981	4.28	5.60	-18.74	63.05	2,168.20	-7.76	1416.83
1982	1.70	10.16	-42.86	71.15	2,634.90	6.06	1191.68
1983	4.63	10.69	52.47	75.16	3,032.30	-16.42	1310.05
1984	1.25	26.78	-35.27	90.31	3,352.30	9.27	1103.20
1985	-2.12	30.93	12.06	131.25	3,543.10	14.24	1091.05
1986	3.52	12.02	39.94	141.27	3,687.00	34.50	1177.74
1987	10.12	30.21	185.90	160.42	3,924.00	-13.85	1624.96
1988	2.16	40.30	14.15	230.78	3,992.00	7.58	1751.31
1989	4.40	36.28	-7.72	324.61	4,181.21	-16.31	1603.37
1990	-5.45	42.05	-26.07	488.42	4,499.12	-4.49	1205.44

Fuente: Banco Central de la República Dominicana y Martí (1997).

Nota: SPE, superávit de pleno empleo.

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*”<sup>135</sup>, (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.

Gráfico 130



Fuente: Banco Central de la República Dominicana.

**Resumen del balance de la aplicación de la política de ajuste.**  
**SUSTENTACIÓN:** la política de ajuste económico, depende de la voluntad política del Estado dominicano, de la fortaleza de la cúpula empresarial, del interés de los organismos financieros internacionales y de la correlación de fuerzas de las clases sociales en pugna.

<sup>135</sup> Dornbusch y Fischer (1994): *Macroeconomía*. McGraw Hill, España, p. 87.

**DIAGNÓSTICO:** la economía dominicana, ha experimentado los embates de perturbaciones internas y externas, dando lugar a desequilibrios de las variables macroeconómicas. De modo que para recobrar el equilibrio se ha procedido a la ejecución de políticas de estabilización.

**TERAPÉUTICA:** para lograr el ajuste se ha aplicado, según las circunstancias políticas fiscal y monetaria restrictivas.

**RESULTADOS:** derivó en recesión económica; en el corto plazo agudizó el proceso inflacionario y la devaluación del tipo de cambio; el salario real mermó a causa de un ascenso más vigoroso en los precios y el desequilibrio en la balanza de pagos simplemente se hizo crónico en algunas balanzas de la cuenta corriente.

#### **5.4. Conclusiones**

En este capítulo quinto de exposición de los resultados de nuestra investigación, hemos presentado, en forma resumida, el balance neto arrojado por la aplicación de la política económico-social dominicana, en el período 1950-2000, a la luz de los paradigmas teóricos de la ciencia económica y de los métodos cuantitativos acuñados por ella. Quedó demostrado que la economía dominicana sigue aquejada de altos niveles de desempleo de la fuerza de trabajo. Asimismo se puso de manifiesto que la inflación se ha tornado crónica.

Igualmente ha ocurrido con la presencia de una persistente inestabilidad de la balanza de pagos, en riesgo de mutarse en insostenible.

Vimos claramente que el crecimiento económico a que hemos asistido colisiona con los preceptos modernos sistematizados por investigadores de alta valía como Kuznets y Sen, dando lugar a un crecimiento que trae consigo la concentración de ingresos. La reforma estructural, por otro lado, ha roto algunos cuellos de botella, pero curiosamente ha edificado otros.

Subsisten, con mucha fuerza, la pobreza, la exclusión, la vulnerabilidad y la marginalidad, por lo que no podemos menos que concluir diciendo que las políticas económica y social dominicanas, en el período 1950-2000, pusieron en relieve su poca eficacia al respecto, dándole fuerza a la socorrida presunción del predominio de un Estado fallido.

# Linares



## **CAPÍTULO VI CONCLUSIONES GENERALES**

La globalización económica mundial y el cambio institucional interno, jugaron un papel decisivo en la definición de las políticas económica y social dominicanas, particularmente durante los dos últimos decenios del siglo XX.

El crecimiento económico que experimentó la República Dominicana, en el período 1950-2000, parió contextos en los que la mejoría de vida del ciudadano estuvo presente, pero con fuertes tendencias a la insostenibilidad, a causa de cuellos de botella que obstruyeron la fluidez del cambio institucional incremental.

La política económica dominicana, en el objetivo empleo, en el lapso 1950-2000, puso al descubierto un mercado de trabajo, en proceso evolutivo de estados agraristas tradicionales hacia estados modernos, bajo el influjo de procesos desregularizadores que los hicieron prisionero del precarismo en la era de la globalización.

La pobreza, la exclusión, la vulnerabilidad y la heterogeneidad, sobrevivieron, en el período bajo estudio, a causa de la imposición de modelos de crecimiento concentrado y del registro de una política social clientelista y rezagada.

La política económico-social dominicana, de la segunda mitad del siglo XX, puso en tensión procesos de desarrollo al interior de la formación social dominicana, mediatizados por el autoritarismo, el clientelismo, el cambio institucional y la globalización, dando lugar a dos hechos básicos: progresos lentos de la sociedad con cuotas notables de

desigualdades económicas y sociales, así como de un rezago respecto al resto de América Latina y el Caribe, y la exposición diáfana del rostro fallido del Estado dominicano.



## ANEXO

**Cuadro A**  
**Índice de Pobreza Humana (IPH): República Dominicana y América Latina y el**  
**Caribe (1995-2005) (%)**

Región y país	Índice de Pobreza Humana (IPH-1) Rango Valor (%) Mundial*		Probabilidad de no Sobrevivir a los 40 años (% de cohorte) 2000-05	Tasa de analfabetismo de adultos (% de 15 años y mayores) 2002	Población sin acceso sostenible a fuentes mejoradas de agua (%) 2000	Niños con peso inferior a la medida para su edad (% menores 5 años) 1995-2002
América Latina y el Caribe <sup>b</sup>	15	11.3	10.3	12.3	13.6	7.5
Rep. Dom.	26	13.7	14.6	15.6	14.0	5.0

Fuente: ODH/PNUD, 2004.

<sup>a</sup>Se calculó para 94 países para los cuales se disponía de toda la información.

<sup>b</sup>El promedio para América Latina y el Caribe se calculó para 24 países de los cuales había información. Los valores promedios fueron ponderados por la población.

**Cuadro B**  
**Índice de Desarrollo de Género (IDG): República Dominicana**  
**y América Latina y el Caribe (2001-2002)**  
 (%)

Regiones y países	IDG		EVN (años) 2002		TAA (% de 15 años y mayores) 2002 <sup>a</sup>		TBCMPSyT (%) 2001/02	
	Ran-go	Valo-res	M <sup>a</sup>	H <sup>a</sup>	M	H	M	H
América Latina y el Caribe <sup>b</sup>	-	0.766	73.8	67.1	87.3	89.4	82.4	79.8
Rep. Dom.	78	0.728	69.2	64.4	84.4	84.3	81.0	73.0

### Conclusión

EIP (PPA en US\$) 2002	
M	H
4,207	10,469
3,491	9,694

Fuente: ODH/PNUD, en base a PNUD 2004.

<sup>a</sup>M son mujeres, H son hombres.

<sup>b</sup>Se calculó para una media ponderada la población de 24 países de América Latina y el Caribe para los cuales había información.

Nota: EVN, esperanza de vida al nacer; TAA, tasa de alfabetización de adultos; TBCMPSyT, tasa bruta combinada de matriculación primaria, secundaria y terciaria; EIP, estimación de los ingresos percibido.