

LA RELACIÓN ENTRE INFLACIÓN Y CRECIMIENTO

ESTIMACIÓN DEL UMBRAL DE INFLACIÓN PARA LA ARGENTINA*

JOSÉ L. MAIA,** DAMIÁN PIERRI*** Y LUIS A. TRAJTENBERG****

Introducción

Crecimiento e inflación son objetivos macroeconómicos centrales. Precisar la relación entre ambos ha sido motivo de evaluación por parte de gobiernos y autoridades económicas y sigue siendo un tema recurrente. La implementación de esquemas de metas de inflación no disipa la discusión, por el contrario, la relanza. ¿Cuál deber ser la meta de inflación compatible con el crecimiento del producto potencial o de pleno empleo? En la Argentina esta era una pregunta relevante entre 2003 y 2004 cuando se empezaba a manejar la idea de ir hacia un esquema de metas de inflación. Por entonces, la tasa de inflación se había reducido significativamente luego del salto inflacionario que sucedió al colapso de la convertibilidad. En 2004 la inflación IPC se redujo a 4,4%, mientras la economía se recuperaba fuertemente y los analistas se preguntaban si era óptimo que la inflación siguiera bajando para lograr un crecimiento sostenido. ¿Debía bajar a cero?

Lo cierto es que en los años siguientes la tasa de inflación comenzó a acelerarse progresivamente, acompañada de tasas de crecimiento del producto bruto interno (PBI) elevadas. En este contexto cierta corriente de opinión argumentaba que se trataba de un cambio de precios relativos luego de la abrupta subvaluación cambiaria; incluso otros analistas sostenían que era necesaria más inflación para sostener el crecimiento, porque actuaba como “lubricante” de este. Pero, ¿cuánto debía subir

* Cualquier error remanente, así como las opiniones vertidas, son de exclusiva responsabilidad de los autores.

** Subsecretario de Programación Macroeconómica del Ministerio de Hacienda y Finanzas Públicas de la Nación; <maia.joseluis@gmail.com>.

*** Investigador del Instituto Interdisciplinario de Economía Política de Buenos Aires (IIEP-BAIRES-UBA-CONICET) y de la Universidad de San Andrés; <damian.pierri@gmail.com>.

**** Director de la Dirección de Modelos y Proyecciones, perteneciente a la Subsecretaría de Programación Macroeconómica del Ministerio de Hacienda y Finanzas Públicas de la Nación; <ltrajt@mecon.gov.ar>.

la tasa de inflación? ¿En algún punto empezaría a afectar el crecimiento? De existir ese punto, ¿es el mismo para distintos países y distintos períodos? Todas estas eran preguntas lógicas que resurgían a partir de 2006, cuando las estimaciones del PBI potencial advertían que la brecha del PBI se cerraba y la inflación en la Argentina se aceleraba. Más recientemente el tema vuelve a adquirir relevancia cuando el Banco Central de la República Argentina (BCRA) finalmente decide implementar el esquema de metas de inflación en un entorno de elevada inflación, que requiere no solo una definición sobre la meta final de inflación a alcanzar, sino del sendero de objetivos anuales de desinflación.

Actualmente existe un reconocimiento de que determinados niveles de inflación pueden estar positivamente correlacionados con el crecimiento, pero en la medida en que se acelera muy probablemente tiene efectos negativos sobre él. En la literatura comenzó a extenderse el uso de una relación no lineal entre inflación y crecimiento, de umbrales de inflación y de modelos TAR (*Threshold Autoregressive Models*, por su sigla en inglés). Estos modelos sugieren que a partir de cierto umbral, la inflación se vuelve muy costosa para el crecimiento.

Pero, ¿por qué importa la inflación? La inflación suele considerarse entre los temas más importantes en las encuestas de opinión para el público en general, al asociarse con inestabilidad política, pérdida de moral, deterioro del prestigio nacional y hasta explotación (Shiller, 1996). Los efectos de la inflación sobre el crecimiento y el bienestar general son ampliamente reconocidos en la literatura económica (Briault, 1995) y se dividen en aquellos asociados a la inflación esperada e inesperada. Entre los primeros podemos destacar: costos de menú, volatilidad de precios relativos, distorsiones en la carga impositiva por la ausencia de ajuste por inflación y dispersión geográfica de precios (*shoe leather costs*). Entre los efectos asociados con la inflación inesperada se pueden identificar las redistribuciones de ingresos y riqueza desde acreedores hacia deudores, los costos para aquellos con contratos nominalmente rígidos (asalariados) cuando la inflación resulta mayor a la prevista y los mayores costos para identificar cambios en los precios relativos y asignar recursos acordemente.¹

Sin embargo, ambos tipos de costos de la inflación soslayan tanto los efectos asociados al ciclo económico como potenciales no linealidades que puedan surgir para diferentes niveles de inflación. El trabajo tiene como propósito reconocer estas no linealidades a través del cómputo de “umbrales de inflación” y cuantificar los efectos de los diferentes niveles de inflación sobre el producto controlado por las diferentes fases del ciclo económico.

Dentro de los mencionados efectos de la inflación se pueden identificar aquellos que afectan principalmente a los componentes de la demanda y los que distorsionan

1 La pérdida directa asociada a la inflación (*i.e.*, la pérdida irrecuperable del bienestar ligada al impuesto inflacionario) suele ser de segundo orden –entre 0,5% y 1,0% del PBI para un incremento de 10 puntos en la tasa de inflación–, tanto en países desarrollados como en desarrollo (Lucas, 2000; Ireland, 2009); una medida más amplia de los costos de la inflación comprende la pérdida asociada a la erosión de la función de la moneda como medio de cambio. Entendiendo los costos en este sentido, Lagos y Wright (2005) estiman el costo de un incremento de 10 puntos porcentuales en la tasa de inflación entre el 3% y el 4% del PBI. En el caso argentino reciente, el incremento en la base monetaria observado en la Argentina en los últimos años implica una recaudación por emisión monetaria de varios puntos del PBI, que se transfiere al tesoro para financiar su déficit. Consecuentemente, los efectos de la inflación sobre el bienestar de la población dependen también de la eficacia del gasto público.

las decisiones de las firmas –y, por ende, la oferta agregada–, de manera de obtener una descripción detallada de la interacción entre inflación y ciclo económico.

En particular, mayores niveles de inflación reducen el poder de compra de los consumidores, ya sea a través de sus efectos sobre la carga tributaria efectiva (*i.e.*, impuesto a las ganancias), el incremento en la dispersión geográfica de precios y los salarios reales. Los niveles de inversión pueden verse afectados por el incremento en la volatilidad (real) de los precios relativos –mayor riesgo exige mayor retorno esperado y por consiguiente reduce la viabilidad de algunos proyectos– y la mayor carga tributaria efectiva, aunque beneficiados por la transferencia de recursos que recibirían de sus acreedores en caso de estar endeudados con contratos no indexados. A su vez, la inflación puede afectar los niveles de inversión a través de su relación con la demanda de saldos reales, ya que ambos bienes pueden ser considerados como sustitutos –lo cual generaría una correlación positiva entre inflación en inversión– o complementarios. Finalmente, las exportaciones se ven afectadas por la volatilidad del tipo de cambio real en contextos en los cuales las autoridades monetarias tienen cierto grado de aversión a ajustar el tipo de cambio nominal (*i.e.*, *fear of floating*, Calvo y Reinhart, 2002).

Por otra parte, los costos de menú y la volatilidad real disminuyen la oferta de las firmas. Sin embargo, para niveles moderados de inflación, la volatilidad de precios relativos puede generar incrementos en la oferta agregada de bienes, ya que los cambios inesperados en los niveles de inflación pueden ser identificados como incrementos en los precios relativos por los productores, estimulando la oferta (Lucas, 1972 y 1973).

Como una conclusión preliminar, la inflación en niveles moderados puede “lubricar” el crecimiento y permitir ajustes virtuosos de precios relativos durante el ciclo, ante rigideces a la baja de algunos precios nominales (*e.g.*, salarios, tipo de cambio nominal), y facilitar así la transferencia de recursos a sectores dinámicos (*i.e.*, la inversión en sectores intensivos en capital requiere endeudamiento).

En consecuencia, la inflación podría estar positiva o negativamente correlacionada con los niveles de actividad. Empíricamente resulta relevante identificar los niveles de inflación a partir de los cuales se verifica un cambio en el efecto, tanto cualitativo como cuantitativo, de esta variable sobre los niveles de actividad. Idealmente la determinación de este punto de inflexión, que se conoce como umbral de inflación, debe ser estimado para cada país separadamente, y así tener en cuenta las particularidades de cada uno.

Desde el punto de vista del diseño de la política económica, la estimación del umbral de inflación para la Argentina nos puede ayudar a detectar hasta qué nivel la inflación actúa como un “lubricante” o al menos no tiene efectos perjudiciales sobre el crecimiento, y a partir de qué nivel la inflación dificulta el crecimiento, para lo cual resulta indispensable adoptar políticas adecuadas que reduzcan su nivel hasta rangos no distorsivos.

Usando una metodología de regresión por umbrales, para la Argentina en el período comprendido entre 1910 y 2015, el presente trabajo identifica endógenamente dos umbrales estadísticamente significativos de inflación: un umbral inferior del 7,5% anual y un umbral superior del 12,9% anual.

Los resultados de estimación establecen que la inflación contribuye positivamente al crecimiento económico para niveles de inflación inferiores al 7,5% anual, mientras que la inflación contribuye negativamente al crecimiento económico para niveles de inflación superiores al 12,9% anual. Finalmente, los resultados empíricos muestran que

la inflación no tiene efectos relevantes sobre el crecimiento económico desde el punto de vista estadístico ni desde el punto de vista empírico, en contextos en los cuales el nivel de inflación está situado en un rango entre el 7,5% y el 12,9% anual.

Por último, el trabajo se organiza de la siguiente manera. A continuación se muestran los antecedentes más relevantes de la literatura. Luego, se describen los datos utilizados. En las siguientes secciones se describen la metodología empleada y la especificación del modelo econométrico. Después se discuten los resultados empíricos de estimación. Y, finalmente, se presentan de forma breve los comentarios finales.

Antecedentes y revisión de la literatura

La estimación de umbrales de inflación ha sido objeto de estudio de numerosas investigaciones, las cuales a su vez aplicaron diversas técnicas. Por otra parte, los umbrales de inflación encontrados varían según los períodos y según se trate de grupos de países, sean desarrollados o subdesarrollados, o de países individuales. En general, la asociación entre inflación y crecimiento es positiva cuando la primera variable está por debajo de cierto umbral. A partir de ese nivel crítico, la inflación afecta negativamente el crecimiento, aunque en varios artículos los coeficientes estimados no son estadísticamente significativos.

Sarel (1995) estimó, para una muestra de países tanto desarrollados como en desarrollo, que el umbral está en torno al 8%. Ghosh y Phillips (1998), en cambio, encontraron que al ampliar la muestra el umbral es inferior al 2,5%. Christoffersen y Doyle (1998) efectuaron la estimación para países en transición y encontraron que el umbral para estas economías se eleva al 13%. Khan y Senhadji (2000) concluyen que hay una relación negativa importante y bastante robusta, y encuentran que el umbral a partir del cual la inflación disminuye el crecimiento es del 1% al 3% para países industriales y del 7% al 11% para países en desarrollo. Por otro lado, Khan y Senhadji (2001) reportaron el umbral de inflación en 1%-3% para países desarrollados y en 11%-12% para países en vías de desarrollo, resultado que difiere del trabajo previo, solo por no considerar la corrección por probable endogeneidad. Pollin y Zhu (2005) hallaron que la asociación es positiva hasta el rango 14%-16% para los países de ingresos medios. Por su parte, Li (2006) encontró que el umbral a partir del cual la inflación afecta el crecimiento es del 14% para países en desarrollo. Y más recientemente Espinoza, Leon y Prasad (2010), usando un panel de 165 países para el período 1960-2007, estimaron que, a excepción de los países avanzados, una inflación superior al 10% se vuelve perjudicial para el crecimiento. Ibarra y Trupkin (2015) estimaron un panel para países desarrollados y en desarrollo y encontraron umbrales del 4% y 19%, respectivamente. Aydina (2016) concluye que la relación entre inflación y crecimiento es no lineal, con un umbral del 7,97% para un panel de cinco repúblicas turcas (Azerbaiyán, Kazajistán, Kirguistán, Uzbekistán y Turkmenistán). Ndoricimpa (2017) confirma la relación no lineal entre inflación y crecimiento para un panel de países africanos, y encontró como umbral de inflación el 6,7% para la muestra completa, el 9,5% para los países de ingresos bajos y el 6,5% para los países de ingresos medios.

Las estimaciones para países individuales muestran mayores dificultades, entre ellas el número reducido de observaciones. Algunos de los umbrales encontrados son: 9% para Pakistán (Mubarik, 2005), 6% para Bangladesh (Mortaza y Ahmed, 2005), 2% para Turquía (Sweidan, 2004) y 4,65% para Perú (Vázquez Cordano, 2003).

Para el caso argentino y en el marco de una serie de documentos no publicados entre 1999 y 2006 en el ámbito de la Dirección Nacional de Programación Macroeconómica del Ministerio de Economía de la Nación, Maia y Kweitel (2006) evaluaron la existencia de relación no lineal entre inflación y crecimiento, y estimaron umbrales a partir de los cuales la inflación comienza a impactar negativamente sobre el crecimiento. El trabajo replica a Khan y Senhadji (2000 y 2001) siguiendo la metodología de umbrales desarrollada por Hansen (1999 y 2000), pero en lugar de utilizar datos de panel para grupos de países, la aplicaron para la Argentina para la serie 1900-2005. Los resultados confirmarían la existencia de una relación no lineal entre inflación y crecimiento, y estiman un umbral del 12,5% a partir del cual la inflación comenzaría a impactar negativamente sobre el crecimiento del PBI. Adicionalmente consideran la posibilidad de encontrar una zona de meseta, en la que la inflación puede no ejercer un claro efecto –ni positivo ni negativo– sobre el crecimiento. Los autores concluyen que la inflación podría actuar como un “lubricante” del crecimiento económico hasta un nivel de 7,6%, mientras que en el rango entre 7,6% y 12,5% no impactaría ni positiva ni negativamente. Maia y Kweitel (2006) proponen una avanzada al presente trabajo, que extiende la serie de tiempo y confirma los resultados.

La literatura coincide en predecir una correlación negativa entre inflación y crecimiento a partir de cierto umbral, que sirve tanto para diagnosticar la política macroeconómica como también para detectar el objetivo del Banco Central a la hora de fijar metas de inflación. Sin embargo, la variabilidad observada en los coeficientes estimados para los estudios de panel, particularmente cuando se trata de economías no avanzadas, sugiere que los umbrales de inflación deben ser considerados para cada país separadamente, teniendo en cuenta las particularidades de cada uno.

Datos

El cuadro 1 muestra la relación entre la tasa de crecimiento promedio del PBI per cápita estratificada por los deciles de la distribución de la inflación anual para el período entre los años 1910 y 2015.

Se observa una correlación positiva entre el crecimiento del PBI y las tasas de inflación, excepto a niveles muy bajos (deflación) y muy altos, formando una campana con un único pico en el quinto decil de la distribución de la inflación. A su vez, se verifica una correlación positiva entre la tasa de inflación y su varianza, lo cual implica una mayor diferencia entre los niveles de inflación que caracterizan cada decil a medida que estos crecen.

Los resultados empíricos muestran que los períodos de baja inflación y alta inflación están asociados con un bajo crecimiento económico. Asimismo, los resultados de la estadística descriptiva revelan que los períodos de alto crecimiento se encuentran asociados, por lo general, a contextos en los cuales la tasa de inflación anual estuvo entre 9,2% y 12,9%.

La inflación creciente no solo estaría asociada con un menor crecimiento, sino que además se observa una correlación positiva entre los niveles de inflación y variabilidad de inflación, así como una correlación positiva entre los niveles de inflación y variabilidad de los precios relativos.

Una primera aproximación a la medición de la relación entre inflación y crecimiento puede ser realizada mediante métodos no paramétricos de Kernel. La ventaja

CUADRO 1
Inflación y crecimiento para la Argentina (1910-2015)

DECILES DE INFLACIÓN	RANGO DE INFLACIÓN	INFLACIÓN PROMEDIO	VARIACIÓN ANUAL PROMEDIO DEL PBI PER CÁPITA
1° decil	[-17,2% ; -1,2%]	-7,6%	-0,3%
2° decil	[-1,1% ; 0,9%]	-0,3%	0,7%
3° decil	[0,9% ; 3,7%]	2,0%	0,3%
4° decil	[3,9% ; 8,1%]	6,0%	1,9%
5° decil	[9,2% ; 12,9%]	11,7%	5,0%
6° decil	[13,4% ; 21,7%]	17,3%	1,2%
7° decil	[22,1% ; 23,3%]	22,6%	1,8%
8° decil	[23,6% ; 32,6%]	27,4%	1,5%
9° decil	[32,7% ; 99,9%]	71,3%	-0,4%
10° decil	[101,3% ; 345,9%]	184,1%	-2,5%
TOTAL	[-17,2% ; 345,9%]	32,8%	0,9%

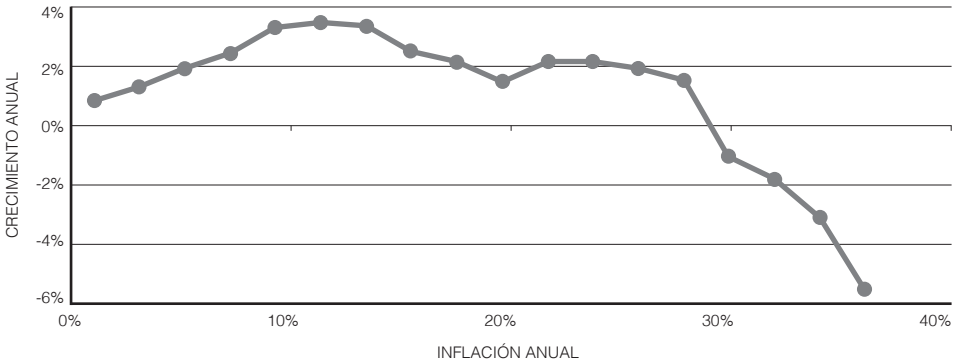
Fuente: Elaboración propia con base en datos del INDEC y Ferreres (1910-2015). Para el período 1910-1992, se utilizó la serie histórica del PBI de Ferreres; para 1993-2007 se emplearon las series del INDEC (a precios de 1993) y para 2008-2015 se tomó la evolución del Índice General de Actividad de Ferreres (IGA-OJF) para el empalme de las series.

principal del método de estimación de densidades a partir de los datos observados de inflación y crecimiento reside en el hecho de que no impone restricciones paramétricas a la relación y permite identificar la característica no lineal del problema. Básicamente, proporciona una estimación suavizada de la relación para una ventana de los puntos observados de la inflación. Estos valores son ponderados, de modo que, por ejemplo, los vecinos más cercanos tengan mayor peso que los más alejados dentro de una ventana de observaciones.

En concreto, el procedimiento no paramétrico consiste en definir el ancho de la banda o ventana (h) que encierra los puntos u observaciones cercanas al punto de crecimiento que se quiere estimar. Posteriormente, se elige algún tipo de función (Kernel) que otorgue una ponderación asimétrica en función a la cercanía o lejanía de dicha observación respecto del punto a estimar dentro de la ventana. De esta forma, usando mínimos cuadrados ponderados se ajusta una regresión polinomial dentro de la ventana y se estima el punto en cuestión –y se repite el proceso en los demás puntos dentro del rango de variación de la inflación–. Luego, los valores estimados para el crecimiento son representados gráficamente en el diagrama de dispersión y, al unirse, se produce una curva de regresión no paramétrica (gráfico 1).

Sin embargo, es necesario hacer una salvedad de la presente metodología utilizada: dado que la estimación de la función de densidad es inductiva, existe una numerosa cantidad de curvas posibles. La elección de la curva debe ser aquella que no sea ni demasiado “suave” ni demasiado “volátil”, por lo que se trata de un proceso de prueba y error. De forma tal que el suavizado de la función de densidad tiene una relación directa con el grado del polinomio utilizado, la función de Kernel y con el ancho de banda (*bandwidth*). La elección del ancho de banda puede ser efectuada de dos maneras: la primera y la que utilizaremos en el presente estudio

GRÁFICO 1
Umbral de inflación para la Argentina (regresión no paramétrica)



Fuente: Elaboración propia con base en datos del INDEC y Ferreres (1910-2015). Para el período 1910-1992 se utilizó la serie histórica del PBI e IBIF de Ferreres; para 1993-2007 se emplearon las series del INDEC (a precios de 1993) y para 2008-2015 se tomó la evolución del Índice General de Actividad de Ferreres (IGA-OJF) y el Índice de Inversión Bruta Interna Mensual (IBIM-OJF) para el empalme de las series.

es trabajar con ventanas cuya amplitud es fija y establecida previamente por el analista. En este caso, no dependen de los valores muestrales, donde en general son todos de igual amplitud; aunque el analista puede definir amplitudes diferentes. Chatterjee, Handcock y Simonoff (1995) presentan varias metodologías para la elección del ancho óptimo: entre ellas la regla gaussiana, validación cruzada y el principio de *plug-in*.² El segundo criterio de selección del ancho de banda consiste en seleccionar ventanas a través del método del vecino más cercano, de forma tal que cada punto a estimar contenga una proporción establecida de datos muestrales. Por esta razón, los anchos de banda serán variables según el agrupamiento de los datos en el diagrama de dispersión. Este último método solo se menciona a modo informativo.

En términos formales:

$$y_i = m(x_i) + \varepsilon_i$$

Donde la curva de regresión $m(x)$ no es más que la esperanza condicional del crecimiento sobre la inflación. A tal efecto, las especificaciones no paramétricas resultan ser métodos apropiados en contextos en los cuales el modelo de regresión paramétrico es inapropiado.

² Se basa en estimar todos los componentes, como la varianza del error σ^2 , la curvatura de la función de regresión en el punto focal x_0 —es decir, analiza el signo de las derivadas de segundo orden de la función evaluadas en dicho punto— y la densidad de los valores de la variable explicativa en el punto focal a estimar; para ello se requiere una estimación preliminar de la función de regresión.

Por definición de la esperanza condicional, sabemos que:

$$m(x) = E\left(\frac{Y}{X}\right) = \int y \cdot f\left(\frac{y}{x}\right) dy = \int y \frac{f(x, y)}{f_x(x)} dy$$

Donde:

$f(x, y)$ es la función de densidad conjunta del crecimiento y la inflación

$f_x(x)$ es la función de densidad marginal de la inflación

En este sentido, si cada una de dichas funciones es estimada en forma no paramétrica a través del método de estimación de Kernel,³ se obtiene el estimador de Nadaraya-Watson:

$$\widehat{m}_{NW}(x) = \frac{\sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) y_i}{\sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right)} \equiv \sum_{i=1}^n w_i y_i$$

Donde:

h representa el ancho de la banda donde caen las observaciones vecinas al punto focal o valor específico de x que contribuyen a la estimación. Es el parámetro de "suavizado" que más afecta a la estimación de la densidad condicional.

K representa el esquema de ponderación (función de Kernel). Es una función continua que cumple con ciertas propiedades, que garantizan que las funciones de densidad estimada, tanto marginal como conjunta $-\widehat{f}_x(x)y\widehat{f}(x, y)-$, sean consistentes.

Por lo tanto, la estimación de densidad por Kernel no es más que un promedio ponderado por la distancia de las observaciones al punto a ser estimado; es decir que es una forma original de estimar el crecimiento económico ponderando en forma distinta en función a cuán alejado están los valores muestrales de la inflación respecto de su valor esperado. Cuanto mayor sea la distancia entre el valor esperado y el observado de la inflación, menor peso tendrá en la estimación del crecimiento. La ponderación lo determinará la función de Kernel seleccionada y el valor de la ventana (h).

La principal intuición se refiere a que al aumentar el ancho de la banda (h) utilizado implica un mayor sesgo en la estimación, pero una menor varianza. Es decir, el *trade-off* sesgo-varianza juega un papel fundamental en dicha elección. Aunque este no presentaría un problema relevante si se contara con suficiente cantidad de datos que permitan la consistencia en la estimación. Fundamentalmente, la técnica para hallar el valor óptimo de la ventana (h) se centra en estimar una cota para el error y luego minimizar dicha cota. Este valor óptimo de la ventana será el que minimice el error cuadrático medio integrado ponderado, el cual le pondera más en el error a los valores de la inflación que tengan mayor probabilidad de ocurrencia.

La característica principal del método de estimación no paramétrico se centra en no imponer ninguna forma funcional *a priori* a la función de esperanza condicional del proceso de crecimiento. De todas formas, se ha aclarado que este tipo de regresión

³ Método propuesto por Simonoff (1996).

tiene problemas en la elección del valor de la ventana o ancho de banda óptimo (h), dado que una mala elección puede llevar a una estimación defectuosa.

Todas las series utilizadas tienen frecuencia anual y los análisis abarcan el período 1910-2015, para el cual solamente hay que empalmar dos fuentes de datos para la tasa de inflación. Ello tiene la ventaja de tener mayor número de observaciones pero, como desventaja, las variaciones anuales pueden ser de carácter cíclico.

Marco teórico

El propósito de esta sección es derivar un modelo de equilibrio parcial para ilustrar los principales canales a través de los cuales un cambio en los niveles de inflación puede afectar la actividad económica. La elección de un modelo de equilibrio parcial se sustenta en su simplicidad analítica. La idea de esta sección es ilustrar los canales que operan entre la inflación y el crecimiento, principalmente a través de la inversión. Las relaciones causales ilustradas están basadas en modelos de equilibrio general. Sin embargo, la mayoría de este último tipo de modelos carece de forma cerrada, lo que dificulta obtener intuiciones claras desde la caracterización del equilibrio. Afortunadamente, las restricciones en los parámetros, preferencias o tecnologías que surgen de los modelos de equilibrio parcial son los mismos que están presentes en los modelos de equilibrio general. Desde ya, debido a su naturaleza, el orden de magnitud del efecto de la inflación sobre el crecimiento será distinto dependiendo de si lo evaluáramos utilizando un tipo de modelo o el otro. Teniendo en cuenta la naturaleza cualitativa de esta sección, consideramos que una estrategia de equilibrio parcial es suficiente.

Una importante rama de la teoría económica se ha ocupado de esta relación. Solo para mencionar a algunos de sus representantes, Sidrauski (1967) desarrolla un modelo con dinero en la función de utilidad en el que los niveles de inflación no afectan el crecimiento en el largo plazo (*i.e.*, el dinero es súper neutral respecto del estado estacionario de la economía). Contrariamente, Tobin (1965) propone un modelo en el cual el dinero es sustituto del capital en su función de reserva de valor y, por ende, un cambio en los niveles de inflación tiene un efecto positivo en la actividad. Por otra parte, Stockman (1981) sugiere que el dinero puede ser complementario del capital ya que los bienes que forman parte de la inversión bruta deben ser pagados en efectivo (*cash in advance*). Bajo esta interpretación, un aumento de la tasa de inflación repercute negativamente en los niveles de actividad. Finalmente, ante la disponibilidad de contratos de deuda no indexados, un incremento en los niveles de inflación genera un efecto riqueza positivo y, consecuentemente, estimula los niveles de actividad en sectores que son deudores netos en moneda doméstica (efecto Fischer). Todos estos modelos son de equilibrio general.

Es de esperar que en los regímenes de baja inflación exista disponibilidad de crédito no indexado y el dinero opere como sustituto del capital, y, por lo tanto, que los incrementos en los niveles de inflación generen un incremento en los niveles de actividad. Contrariamente, para regímenes de alta inflación, los contratos de deuda no indexados no están disponibles y los bienes de capital tienen que ser adquiridos usando utilidades no distribuidas y fondos propios, los cuales se integran en efectivo. De esta manera, un incremento de la inflación afecta negativamente a los niveles de actividad debido a la complementariedad entre el capital y el dinero.

Finalmente, la literatura sugiere que la volatilidad de precios relativos observada en regímenes de alta inflación desincentiva la inversión y por ende afecta de forma negativa al crecimiento (Fanelli y Frenkel, 1995).

En el Anexo se modela el comportamiento de una firma que decide su perfil temporal de consumo. Para tal fin puede trasladar recursos en el tiempo a través de la acumulación de capital, la cual se financia con deuda. A su vez, la firma demanda saldos reales. Dependiendo de las preferencias, el dinero será utilizado para financiar la adquisición de bienes de capital –los saldos reales y la inversión se consideran complementos– o para trasladar recursos en el tiempo –sustitutos–. Interpretaremos como “de alta inflación” el primer régimen, ya que asumiremos la falta de instrumentos de crédito para financiar la adquisición de bienes de capital; y de “baja inflación” el segundo.

De los resultados del Anexo surge que el “efecto Stockman-Tobin” está dado por la relación entre la inversión y el capital, en particular por la elasticidad de la inversión respecto de la inflación (*v.gr.*, $dln(I_0)/dln(1 + Pt)$). Si esta derivada es positiva diremos que prima el efecto Tobin, esto es, el dinero actúa como sustituto del capital a través de su efecto sobre la inversión. Los resultados empíricos confirman este hallazgo, debido a que solo la inversión afecta significativamente la tasa de crecimiento del producto bruto durante el período analizado.

Metodología

Uno de los aspectos de interés de los modelos lineales univariados para representar la relación entre el crecimiento económico y la inflación reside en el hecho de que facilita una descripción sencilla de las características tendenciales, cíclicas y erráticas del proceso de crecimiento. No obstante, para que tal descripción de la dinámica del crecimiento y su relación con la tasa de inflación sea mínimamente aceptable, la metodología de medición debe necesariamente abandonar la hipótesis de linealidad cuando la evidencia empírica muestre lo contrario. En el contexto de la modelización econométrica como estrategia de representación de estructuras causales, está muy asentado el criterio que para elaborar un modelo se proceda desde un esquema general hacia un esquema particular para los datos en cuestión.

Asimismo, para representar la relación entre crecimiento e inflación dicha orientación está concebida para universos supuestamente lineales, dado que en el caso de aproximar de partida un esquema general es relativamente factible. Si, por el contrario, se contempla la posibilidad de incorporar no linealidades en la contribución de la inflación al crecimiento económico, entonces una aproximación aceptable del esquema general no es factible y, por consiguiente, el procedimiento aconsejable es de lo particular (lineal) a lo general (algún tipo de esquema no lineal). De modo que detectando los fallos que las estructuras lineales (particulares) tienen en los datos empleados, se puede apreciar una dirección de progreso específica (algún esquema no lineal), pero en absoluto general, que englobe la hipótesis de partida que resulta inadecuada.

El presente trabajo, procediendo de lo particular a lo general, desarrolla un esquema no lineal a partir de un modelo de regresión con umbral para identificar la contribución de la inflación sobre el crecimiento económico, enfatizando principalmente el umbral a partir del cual se produce el quiebre en la relación. La representación propuesta es lo suficientemente amplia para captar lo que se cree que son los principales

aspectos no lineales de la relación existente entre crecimiento económico e inflación.

Los modelos con regímenes cambiantes constituyen una clase muy amplia que resultan útiles para representar el comportamiento de series macroeconómicas. La literatura econométrica sobre este tipo de modelos se remonta al trabajo de Quandt (1958) y Goldfeld y Quandt (1972), y ha tenido un auge especial tras la aparición de los trabajos de Tong y Lim (1980), sobre modelos autorregresivos por umbrales, y de Hamilton (1989), sobre modelos con esquemas markovianos de cambio. Los modelos con regímenes cambiantes incluyen en su especificación una variable indicadora que señala en qué régimen se encuentra el sistema en cada momento.

Además, se pueden clasificar estos modelos según el carácter endógeno o exógeno de los cambios y según la variable indicadora sea o no observable. En el modelo de Hamilton, los cambios se producen exógenamente a través de una variable de estado que no se observa, pero sobre la cual se postula que sigue un esquema markoviano con dos regímenes y probabilidades fijas de transición de un estado hacia otro. Posteriormente, han aparecido una gran cantidad de trabajos ampliando el modelo de Hamilton en cuanto al número de fases (Sichel, 1994), en cuanto a las probabilidades de transición (Durland y McCurdy, 1994; Filardo, 1994), en cuanto a su aplicación a la varianza condicional (Cai, 1994; Francq y Roussignol, 1997) y en su conexión con modelos de factores dinámicos (Diebold y Rudebusch, 1996). Estos modelos no lineales propuestos con esquemas markovianos de cambio tienen una gran relevancia empírica, pero la estimación e inferencia resulta muy compleja, o incluso no está resuelta, debido a la inobservabilidad de la variable de estado. Este es el caso cuando el modelo de Hamilton se amplía en varias direcciones a la vez, aspecto que parece necesario para representar los determinantes de las fluctuaciones cíclicas de la inversión (Goodwin, 1993).

Sobre la base de lo escrito en los párrafos anteriores sobre fenómenos no lineales y su complejidad analítica y computacional, resulta de interés considerar modelos que, manteniendo la idea de que el nivel y la estructura temporal en un fenómeno como el crecimiento y su vinculación con la tasa de inflación dependan de la fase cíclica en la que este último se encuentre, sean más simples de especificar y estimar. Entre estas alternativas se encuentra la estructura dinámica adoptada en este trabajo, que es el modelo de regresión autorregresivo por umbrales (TAR). Dentro de los modelos TAR, aquellos en los que la variable indicadora depende de los propios rezagos de la variable endógena, se los denomina modelos autorregresivos por umbrales autoprovocados (SETAR), y son los que han recibido las mayores de las atenciones en la literatura empírica, aunque solo sea por su simplicidad, que supone no tener que buscar a las variables exógenas de las que puede depender el indicador. La aplicación de los modelos SETAR a series macroeconómicas se centró inicialmente en modelos con dos regímenes, en los que el indicador dependía de un retardo de la variable endógena. No obstante, al igual que en el caso de los modelos con esquemas markovianos de cambio, ha surgido la necesidad de ampliar el número de regímenes a la hora de representar la dinámica de las series de tiempo macroeconómicas. En esta ampliación se han seguido principalmente dos direcciones: una, representada por Tiao y Tsay (1994), en la que el mayor número de regímenes se definen a partir de un indicador que es función de más de un retardo; y la otra, representada por Beaudry y Koop (1993) y desarrollada con gran amplitud en Pesaran y Potter (1997). En este caso, el número de regímenes puede ser bastante amplio pero a expensas de imponer fuertes restricciones entre los regímenes. En el caso de Pesaran y Potter la

variable indicador depende, a diferencia del enfoque de Tiao y Tsay, de parámetros que necesitan ser estimados junto con los parámetros del modelo, lo cual resulta en una complicación mayor desde el punto de vista computacional.

Sin embargo, ambos enfoques metodológicos tienen una motivación común consistente en la pretensión de definir los diferentes regímenes, en función de lo que se considera que son las características básicas de los determinantes del crecimiento económico y su vinculación con la tasa de inflación.

Especificación del modelo y estimación

En el presente documento, como ya se ha mencionado, se utilizarán los modelos autorregresivos con umbrales, también conocidos como TAR, propuestos primero por Tong (1977) y discutidos en detalle por Tong y Lim (1980) y Tong (1983), a partir de los cuales permite introducir no linealidades en las trayectorias de las series de tiempo. En estos modelos, la variable dependiente tiene un comportamiento diferente en función del régimen en que se encuentre la variable umbral (variable que define los regímenes).

En el modelo TAR la variable umbral es observable. Es decir, el régimen observado en el momento t es determinado por el valor que asume una variable umbral, en relación con un valor específico del umbral de inflación π^* previamente estimado.

A fines de obtener una especificación econométrica que permita contemplar la potencial no linealidad en la contribución de la inflación al crecimiento económico, se parte de un modelo lineal para la tasa de crecimiento del nivel de actividad per cápita observada para el período 1910-2015 y, a partir de este modelo, se pretende avanzar hacia otro tipo de especificaciones más generales que involucren otro tipo de relaciones entre las variables. Se partirá del siguiente modelo:

$$\Delta \ln(\text{PIBpc}_t) = \beta_0 + \beta_1 I_t \Delta \ln(\text{IPC}_t) + \beta_2 (1 - I_t) \Delta \ln(\text{IPC}_t) + \alpha \Delta \ln(\text{IBIBpc}_t) + \varphi \Delta \ln(\text{PIBpc}_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Tal que:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta \ln(\text{IPC}_t) > \pi^* \\ 0 & \text{si } \Delta \ln(\text{IPC}_t) \leq \pi^* \end{cases}$$

Donde:

π^* representa el valor de la tasa de inflación de modo que minimiza la suma de cuadrados residuales correspondiente a cada modelo simulado a partir del conjunto de potenciales umbrales

β_1 representa la contribución de la tasa de inflación sobre el crecimiento económico para situaciones en las cuales la tasa de inflación es superior al umbral

β_2 representa la contribución de la tasa de inflación sobre el crecimiento económico para situaciones en las cuales la tasa de inflación es inferior al umbral

Por último, es importante señalar que el valor que tome el umbral π^* puede ser previamente conocido por el analista o estimado con base en los datos disponibles. El principal problema reside en que la mayoría de los casos el analista no tiene un

conocimiento *a priori* sobre los verdaderos valores de la inflación que determinan el cambio estructural y, por tanto, la no linealidad en la relación. A tal efecto, se desarrollará la metodología propuesta por Chan (1993) que proporciona una estimación consistente del parámetro desconocido π^* .

Estimación del umbral

Esencialmente, partimos del desconocimiento del umbral a partir del cual el proceso muestra un comportamiento asimétrico. Por lo que no conocemos, *a priori*, el valor del umbral π^* a partir del cual se da el cambio de régimen. Frente a esta situación, la estrategia de estimación propuesta por Chan implica, en primer lugar, ordenar de menor a mayor las observaciones de la variable que determina el umbral; en el presente estudio será la diferencia logarítmica del IPC en el período t , $\ln IPC_t - \ln IPC_{t-1}$. En segundo lugar, se evalúa el modelo de regresión con umbral que se ha especificado anteriormente, considerando solo el 80% de la muestra como posibles umbrales –de forma tal que se eliminan los valores alejados del diagrama de dispersión, por eso la necesidad de hacer un *loop*, recortar la muestra y quedarnos solo con los valores útiles para estimar consistentemente el umbral–. En tercer lugar, se estima sucesivamente el modelo para cada valor de posibles umbrales, lo cual nos devuelve una suma de errores cuadráticos o suma de cuadrados residuales (SSR), que se asocia a cada uno de ellos –se hacen tantas simulaciones como posibles umbrales existan–. De esta manera, podemos entender la suma de errores cuadráticos como una función del valor del umbral elegido π^* , de forma tal que dicha función decrece a medida que nos acercamos al verdadero valor del umbral, donde alcanzaría su punto mínimo. En efecto, el objetivo de la presente metodología es encontrar el valor de la diferencia logarítmica del IPC en el período t , como *proxy* de la tasa de inflación, para el cual se minimiza la suma de errores cuadráticos y, por consiguiente, se maximiza la proporción de la variabilidad total del crecimiento explicada por el modelo. Esto implica seleccionar aquel modelo resultante del proceso iterativo que incurra en la menor pérdida de información posible.

Finalmente, una vez que se ha estimado el modelo especificado para cada umbral potencial, se evalúa la función de pérdida obtenida para determinar la existencia del umbral o los umbrales mediante su inspección gráfica.

El conjunto de posibles variables explicativas para la estimación de la tasa de crecimiento del PBI per cápita es amplio. Desde un enfoque de la teoría del crecimiento se analizó la inclusión de variables que reflejen las variaciones del *stock* del capital per cápita y algunas que puedan relacionarse con la contribución del avance tecnológico al crecimiento, particularmente con la estabilidad macroeconómica (variables de los sectores externo, fiscal y monetario). Al examinar causalidad no se encontraron variables significativas, a excepción de la variación de la inversión para incluir en el vector X .

Resultados empíricos

El análisis de la información indica que solo la inversión bruta interna fija contemporánea (IBIF) impacta significativamente en la tasa de crecimiento del PBI durante el período analizado. Por lo tanto, esta es la única variable que integra el vector X . En la estimación final del modelo se incluyen cuando son necesarios elementos para

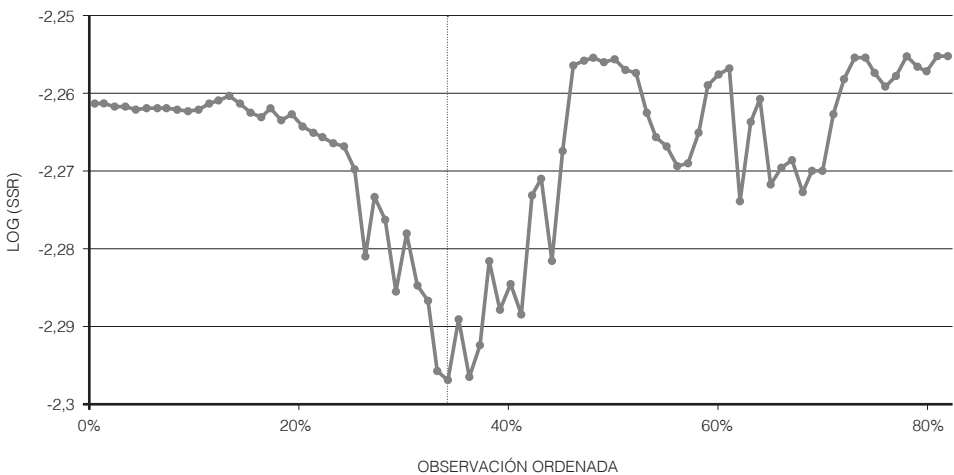
que los residuos sean “ruido blanco”. Esto es, la inclusión del conjunto de variables relevantes que especifiquen correctamente el modelo $\hat{\epsilon}_t$, de forma tal que los coeficientes estimados de dichas variables presenten lectura causal, y que aquella información que no esté explicada por el modelo sea solamente un choque idiosincrático.

En otras palabras, especificar correctamente el modelo nos permite afirmar que los “choques” que presente la estimación sean únicamente movimientos discretos en las variables, fluctuando en torno al cero –que la esperanza matemática del error sea cero–, y que la amplitud (varianza) de estos movimientos sea constante a lo largo del tiempo.

Los resultados de los *tests* asociados con las estimaciones obtenidas permiten afirmar que, efectivamente, los choques presentan comportamiento de “ruido blanco”. En particular, se realizó el *test* *lm* de correlación serial (*test* de Breusch-Godfrey, 1978) y se determinó que no hay comportamientos sistemáticos que no hayan sido captados por las variables de control incluidas en el modelo.

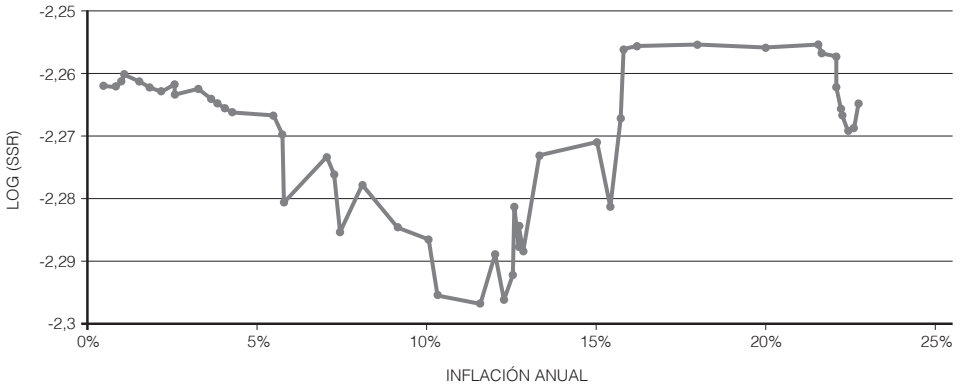
El gráfico 2 presenta la evolución de la SSR a medida que se asumen distintos valores para el umbral. Los gráficos 2 y 3 muestran la existencia de un mínimo global para el potencial umbral de inflación. Del mismo modo, ambos muestran el umbral estimado por el método de mínimos cuadrados condicionados, donde aquel asciende a 11,6% anual. No obstante, el método indica otros dos umbrales situados en el entorno cercano al umbral estimado (10,3% y 12,3% respectivamente).

GRÁFICO 2
Determinación del umbral (desconocido)



Fuente: Elaboración propia con base en datos del INDEC y Ferreres (1910-2015). Para el período 1910-1992 se utilizó la serie histórica del PBI e IBIF de Ferreres; para 1993-2007 se emplearon las series del INDEC (a precios de 1993) y para 2008-2015 se tomó la evolución del Índice General de Actividad de Ferreres (IGA-OJF) y el Índice de Inversión Bruta Interna Mensual (IBIM-OJF) para el empalme de las series.

GRÁFICO 3
Umbral de inflación sin extremos (1910-2015)



Fuente: Elaboración propia con base en datos del INDEC y Ferreres (1910-2015). Para el período 1910-1992 se utilizó la serie histórica del PBI e IBIF de Ferreres; para 1993-2007 se emplearon las series del INDEC (a precios de 1993) y para 2008-2015 se tomó la evolución del Índice General de Actividad de Ferreres (IGA-OJF) y el Índice de Inversión Bruta Interna Mensual (IBIM-OJF) para el empalme de las series.

Estimación: único umbral

En el cuadro 2 se reportan los resultados preliminares de estimación de la contribución de la inflación al crecimiento económico, donde se considera el modelo no lineal para el umbral de 11,6%, resultante del criterio de minimización de la suma de residuos al cuadrado. Asimismo, se presentan los resultados de estimación para los otros dos umbrales cercanos al mínimo global.

Los resultados empíricos establecen que la inflación tiene impacto negativo sobre el crecimiento económico en contextos en los cuales la inflación supera el umbral de 11,6%. Y viceversa, la inflación contribuye positivamente al crecimiento económico en contextos en que el nivel de inflación es inferior al umbral. Nótese que β_1 y β_2 captan, en parte, los canales causales –descritos por las ecuaciones 5 y 8 del Anexo– de la inflación hacia el crecimiento a través de la inversión.

En particular, las ecuaciones mencionadas en el párrafo anterior justifican la inclusión de la formación bruta de capital como factor de explicación adicional para solucionar el potencial problema de endogeneidad por omisión de variables. Dado que la inversión es un componente de la demanda agregada, la misma explica parte del comportamiento de la variación en el nivel de actividad en forma contable y, por lo tanto, la inclusión de la formación bruta de capital actúa como una variable *proxy* imperfecta que capta parte del potencial sesgo causado por alguna fuente de heterogeneidad inobservable o de simultaneidad entre las variables relevantes del problema (inflación y crecimiento).

En otras palabras, la inclusión de la formación bruta de capital (inversión) en la especificación del modelo es una estrategia de identificación que se encuentra justificada a partir de la correlación entre esta y la inflación, presentes en las ecuaciones

5 y 8 del Anexo. Así, se elimina parcialmente la fuente de sesgo entre la inflación y el crecimiento económico.

Sin embargo, debemos tener presente que, como se mencionó previamente, al incluir la variable “inversión” en la ecuación de crecimiento, si bien se está controlando por variables omitidas, el potencial problema de endogeneidad no se resuelve. Caselli (1996), Esquivel (1996) y Lefort (1996) demuestran que al trabajar con datos en panel para medir los determinantes del crecimiento económico, el sesgo por endogeneidad de las variables explicativas puede ser significativo. Esto se asocia a la simultaneidad que existe, por construcción, entre las variables que determinan el crecimiento (*i.e.*, inversión) con el PBI. Más recientemente, Kermer (2011), Bick (2011) y Nautz (2011) estiman umbrales de inflación para economías industrializadas y no industrializadas a partir de un modelo con datos en panel, y asumiendo como dado el problema de endogeneidad entre las variables relevantes, ya que no existen formas de controlar en su totalidad por los mismos.

CUADRO 2
Impacto de la inflación sobre el crecimiento económico para diferentes umbrales de inflación para la Argentina (1910-2015)

UMBRAL DE INFLACIÓN ESTIMADO			
	$\Pi^* = 10,3\%$	$\Pi^* = 11,6\%$	$\Pi^* = 12,3\%$
Alta inflación	-0,0129***	-0,0128***	-0,0126***
$\Pi >$ umbral	(0,00537) [0,00364]	(0,00536) [0,00361]	(0,00536) [0,00357]
Baja inflación	0,1444**	0,1412**	[0,00357]
$\Pi \leq$ umbral	(0,07765) [0,05366]	(0,07491) [0,04937]	(0,06998) [0,05048]
R-cuadrado	0,65	0,65	0,65
T	104	104	104

Notas: Las filas de los valores entre paréntesis corresponden a los errores estándar MCO (mínimos cuadrados ordinarios). En las filas de los valores entre corchetes se aplica la corrección robusta propuesta por Newey y West (1987).

***Estadísticamente significativo al 99%; **estadísticamente significativo al 95% (bajo errores estándar robustos).

$\Pi^* = 11,6\%$ representa el umbral de inflación tal que minimiza la función de pérdida total correspondiente a la estimación de cada modelo de regresión con umbral usando el conjunto de potenciales umbrales de acuerdo a la metodología propuesta por Chang (1993).

Controles: componente autorregresivo para la ecuación de crecimiento del nivel de actividad per cápita y formación bruta de capital per cápita.

Fuente: Elaboración propia con base en datos del INDEC y Ferreres (1910-2015). Para el período 1910-1992, se utilizó la serie histórica del PBI de Ferreres; para 1993-2007 se emplearon las series del INDEC (a precios de 1993) y para 2008-2015 se tomó la evolución del Índice General de Actividad de Ferreres (IGA-OJF) y el Índice de Inversión Bruta Interna Mensual (IBIM-OJF) para el empalme de las series.

Además, el modelo explica más de un 65% de la variabilidad de la tasa de crecimiento del PBI per cápita. Puede observarse que con 1% de significatividad, se confirma que altos niveles de inflación impactan negativamente en la tasa de crecimiento del PBI, mientras que bajos niveles de inflación impactan positivamente con 5% de significatividad. El crecimiento de la IBIF también impacta positivamente, como era esperable, y resulta significativo (esto último no se reporta en el cuadro).

Estos resultados indicarían la existencia de una relación no lineal entre inflación y crecimiento en el período analizado. A niveles bajos la inflación actuaría como un “lubricante”, mientras que en niveles superiores al umbral la inflación tiene un impacto negativo en el crecimiento de la economía.

Estimación: dos umbrales

En el gráfico 1 correspondiente a SSR-umbral de inflación presentado puede observarse que también existen valores de SSR cercanos al mínimo global para niveles de inflación entre 7,5% y 12,9%, lo cual nos abre el interrogante si en ese rango no está el verdadero umbral, ya que, por ejemplo, la muestra estaría influenciada por algunos valores extremos que resultarían en un umbral más elevado. Para evacuar esta cuestión se analiza qué ocurre en el intervalo de 7,5%-12,9% de inflación realizando una estimación alternativa, en la que se considera la posibilidad de una “meseta” en la relación SSR-umbral. El objetivo es determinar el signo y la significancia estadística de ese rango de inflación sobre el cual se plantea el interrogante. Para ello, se reestima el siguiente modelo:

$$\Delta \ln(\text{PIBpc}_t) = \beta_0 + \beta_1 IB_t \Delta \ln(\text{IPC}_t) + \beta_2 IM_t \Delta \ln(\text{IPC}_t) + \beta_3 IA_t \Delta \ln(\text{IPC}_t) + \alpha \Delta \ln(\text{IBIFpc}_t) + \varphi \Delta \ln(\text{PIBpc}_{t-1}) + \varepsilon_t$$

$$IB_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta \ln(\text{IPC}_t) < 7,5\% \\ 0 & \text{si caso contrario} \end{cases}$$

$$IM_t = \begin{cases} 1 & \text{si } 7,5\% \leq \Delta \ln(\text{IPC}_t) \leq 12,9\% \\ 0 & \text{si caso contrario} \end{cases}$$

$$IA_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta \ln(\text{IPC}_t) > 12,9\% \\ 0 & \text{si caso contrario} \end{cases}$$

Donde:

β_1 representa la contribución de la tasa de inflación sobre el crecimiento económico para situaciones en las cuales la tasa de inflación es inferior al 7,5%

β_2 representa la contribución de la tasa de inflación sobre el crecimiento económico para situaciones en las cuales la tasa de inflación está situada entre el 7,5% y el 12,9%

β_3 representa la contribución de la tasa de inflación sobre el crecimiento económico para situaciones en las cuales la tasa de inflación es superior al 12,9%

El cuadro 3 reporta los resultados de la estimación que indican que para el rango entre el 7,5% y el 12,9%, si bien el signo del coeficiente resulta positivo, la inflación no tiene ninguna contribución estadísticamente relevante sobre la tasa de crecimiento del PBI para cualquier nivel de confianza razonable.

CUADRO 3
Impacto de la inflación sobre el crecimiento económico para diferentes umbrales de inflación para la Argentina (1910-2015)

	UMBRALES DE INFLACIÓN ESTIMADOS		
	$\pi < 7,5\%$	$7,5\% \leq \pi \leq 12,9\%$	$\pi > 12,9\%$
Coefficiente estimado	0,1387** (0,08738) [0,05840]	0,0604 (0,08951) [0,06550]	-0,0127*** (0,00543) [0,00361]
R-cuadrado	0,65	0,65	0,65
T	104	104	104

Notas: Las filas de los valores entre paréntesis corresponden a los errores estándar MCO. En las filas de los valores entre corchetes se aplica la corrección robusta propuesta por Newey y West (1987).

***Estadísticamente significativo al 99%; **estadísticamente significativo al 95% (bajo errores estándar robustos).

$\pi^* = 7,5\%$ y $\pi^* = 12,9\%$ representan los potenciales umbrales de inflación tal que minimizan la función de pérdida total correspondiente a la estimación de cada modelo de regresión con umbral, usando el conjunto de potenciales umbrales de acuerdo a la metodología propuesta por Chang (1993). Se considera la meseta que se presenta en el gráfico del anexo correspondiente al cómputo de la función de pérdida que se desprende del modelo de regresión con umbral.

Controles: componente autorregresivo para la ecuación de crecimiento del nivel de actividad per cápita y formación bruta de capital per cápita.

Fuente: Elaboración propia con base en datos del INDEC y Ferreres (1910-2015). Para el período 1910-1992, se utilizó la serie histórica del PBI de Ferreres; para 1993-2007 se emplearon las series del INDEC (a precios de 1993) y para 2008-2015 se tomó la evolución del Índice General de Actividad de Ferreres (IGA-OJF) y el Índice de Inversión Bruta Interna Mensual (IBIM-OJF) para el empalme de las series.

De todos modos, cabe destacar que según las estimaciones la inflación estaría positiva y significativamente asociada con el crecimiento del PBI per cápita cuando la inflación es inferior al 7,5%.

Comentarios finales

Los resultados empíricos muestran que para la Argentina el umbral de inflación, definido como el límite a partir del cual la inflación comienza a impactar negativamente sobre la tasa de crecimiento del PBI, está en torno al 11,6% anual cuando se estima un umbral único. Los resultados empíricos alternativos para regímenes múltiples registran que la inflación puede actuar como un "lubricante" que acompaña al crecimiento económico cuando su nivel es inferior al 7,5%. Luego, en el rango entre el 7,5% y el 12,9% la inflación no registra efectos relevantes sobre la actividad económica.

Los resultados obtenidos confirman casi exactamente los umbrales estimados en Maia y Kweitel (2006), extendiendo las series hasta 2015. No obstante, estos umbrales podrían ser distintos si contaran con más datos confiables que permitan trabajar con promedios quinquenales y no con variaciones anuales, de forma de eliminar el ciclo económico y el *trade-off* de corto plazo entre inflación y crecimiento.

Por último, debe advertirse que una meta de inflación elegida en función de la estimación de umbrales de inflación no debe necesariamente alcanzarse de manera inmediata, particularmente cuando se parte de tasas de inflación muy por encima de la inflación que pueda resultar “óptima” en una situación de equilibrio macroeconómico. El proceso de desinflación y la secuencia de metas hacia la tasa de inflación “óptima” deberían evaluar todos aquellos aspectos (inercialidad, credibilidad) del proceso de modo de, por ejemplo, minimizar el *ratio* de sacrificio de la desinflación en términos de actividad y empleo. Un motivo de precaución surge a partir de investigaciones recientes respecto de la curva de Phillips que muestran que efectivamente la curva sería vertical para niveles altos de inflación, aunque con pendiente para tasas de inflación reducidas, pero con una relación cambiante en el tiempo. El *trade-off* entre inflación y crecimiento cambia particularmente con el grado de volatilidad macroeconómica: Benigno y Ricci (2011) muestran que países con elevada volatilidad macro que buscan reducir la inflación enfrentan costos superiores en términos de producto y empleo que aquellos otros con menor volatilidad macro.

ANEXO

Un modelo para interpretar las formas reducidas estimadas

Supongamos que existe una firma que vive dos períodos ($t = 0, 1$). La firma tiene una dotación de capital $K_0 > 0$ y una tecnología para producir bienes de consumo, $Y(K)$. Los bienes de capital se asumen importados. Las tenencias iniciales de deuda y dinero se asumen iguales a 0. En $t = 0$ la firma:

- Demanda dinero (M_0)
- Adquiere bienes de capital importados (I_0) a un precio PI_0
- Produce $Y(K_0)$ bienes de consumo con precio PC_0 y "demanda" C_0
- Toma deuda B_0 hasta un límite B_{ss} y a una tasa nominal neta R

En $t = 1$ la inversión es igual al capital –la depreciación es completa– y la firma solo demanda/produce bienes de consumo y cancela sus deudas.

Las restricciones de presupuesto de la firma son:

$$(1) \frac{b_0(1+R)}{(1+\pi)} = \sqrt{PR_1}(Y(I) - C_1) + \frac{m_0}{1+\pi} \text{ para } t = 1$$

$$(2) \frac{I}{\sqrt{PR_0}} + m_0 = \sqrt{PR_0}(Y(K_0) - C_0) + b_0 \text{ para } t = 0$$

Donde las variables en minúscula están expresadas en términos reales, $PR = PC/PI$ son los precios relativos, los cuales pueden ser interpretados como el recíproco del tipo de cambio real, teniendo en cuenta nuestro supuesto sobre el origen de los bienes de consumo e inversión, $(1 + PI) = P_1/P_0$ es la tasa de inflación y $P_t = \sqrt{PC_t PI_t}$ es el nivel general de precios.

Las preferencias se asumirán de dos clases para modelar la sustitución/complementariedad entre los saldos reales y la inversión. En particular:

$$(3) U(C_0, m_0, C_1) = \frac{[C_0 + \ln(m_0)]^{1-a}}{1-a} + \frac{[C_1]^{1-a}}{1-a}$$

$$(4) U(C_0, m_0, C_1) = \text{Min}[C_0 + m_0; C_1]$$

Donde $a > 0$. Nótese que para a tendiendo a infinito (C_0 ; m_0) y C_1 son complementos perfectos, lo cual se modela en forma a través de la ecuación (4). Esto es, las preferencias representadas por (3) reflejan la naturaleza sustitutiva de los saldos reales y la inversión para trasladar recursos en el tiempo, por lo tanto darán lugar a una relación positiva entre inflación e inversión (efecto Tobin). La ecuación (4) refleja la complementariedad entre ambos bienes e implica una correlación negativa entre inflación e inversión (efecto Stockman).

De la solución del modelo surgirá:

- Efecto Stockman-Tobin: dependiendo de a , la relación entre la inversión y el capital estará dada por $d \ln(I_0) / d \ln(1 + PI)$. Si esta derivada es positiva diremos que prima el efecto Tobin.
- Efecto Fischer: un incremento de la inflación reduce la carga de la deuda, generando un efecto riqueza positivo y estimulando el consumo en ambos períodos

solo si la cota superior de la deuda (B_{SS}) no está saturada. En este caso, la imposibilidad de aumentar la demanda de fondeo puede provocar un efecto riqueza negativo, debido a que los efectos patrimoniales adversos sobre los saldos reales más que compensan los efectos positivos que surgen de la licuación de pasivos.

- Efecto precios relativos: dependiendo de $dln(I_0)/dln(PR_t)$, un cambio anticipado ($t = 0$) o sorpresivo ($t = 1$) de los precios relativos (*i.e.*, en el tipo de cambio real) afectará los niveles de producción en $t = 1$.

El dinero y la inversión como sustitutos

Se asume que la firma tiene preferencias dadas por (3) y enfrenta restricciones de presupuesto dadas por (1) y (2).

A su vez, la tecnología de producción de los bienes de consumo está dada por $Y(K) = K^b$ con $0 < b < 1$, y se asume que la firma ha agotado sus posibilidades de fondeo (*i.e.*, $B_0 = B_{SS}$). Este último supuesto intenta reflejar los efectos adversos de la inflación sobre el consumo, tal como se explicó en la sección anterior.

De las condiciones de primer orden de la firma se obtiene:

$$(5) \hat{I} = \left[\frac{bPR_0(1+\pi_c)}{1+R} \right]^{\frac{1}{1-b}}$$

$$(6) \hat{m} = \frac{(1+R)\sqrt{PC_1}}{R\sqrt{PI_0(1+\pi_c)}}$$

$$(7) \hat{C}_0 = Y(K_0) + \frac{B_{SS}}{PC_0} - \frac{1+R}{R} - \frac{I}{PR_0}$$

Donde π_c es la inflación en bienes de consumo.

Derivando las ecuaciones (5)-(7) respecto de PI_c , obtenemos las elasticidades respecto de la inversión –positiva, ya que se supone sustitutiva de los saldos reales–, saldos reales –negativa– y consumo –negativa, ya que se asume que la cota superior de la deuda ha saturado.

Por lo tanto, este modelo puede utilizarse para explicar los efectos de niveles “bajos” de inflación sobre el crecimiento –a través de la inversión–, donde se espera una correlación positiva entre inflación y niveles de actividad.

El dinero y la inversión como complementos

Para reflejar la naturaleza complementaria entre la inversión y los saldos reales, se asume que las preferencias de la firma están representadas por (4). A su vez, la tecnología se asume lineal con parámetro b (*i.e.*, $Y(K) = bK$, $b > 0$) y las decisiones intratemporales (entre C_0 y m_0) están caracterizadas por una estructura de preferencias lineales. Estos últimos dos supuestos son por simplicidad analítica.

La firma maximiza (4), sujeta a (1) y (2).

Para $PI_0 > PC_0$,⁴ la ecuación de inversión está dada por

4 Para $PI_0 < PC_0$ se obtiene una expresión similar. El caso de $PI_0 = PC_0$ no se trata para mantener el análisis sencillo.

$$(8) \hat{I} = \frac{\left[Y(K_0) + \left(\frac{B_{SS}}{PC_0} \right) \left(\frac{\sqrt{PR_0}}{\sqrt{PR_1}} \right) \left(1 + \frac{1+R}{1+\pi} \right) \right] PR_0}{1 + bPR_0}$$

De la ecuación (8) resultan tres efectos interesantes:

- Debido a la complementariedad entre la inversión y los saldos reales, se obtiene una asociación negativa entre inflación e inversión.
- Si se aumenta la cota superior de la deuda, aumenta la inversión.
- Un incremento anticipado de los precios relativos reduce la inversión debido al encarecimiento relativo de los bienes de consumo en $t = 1$.
- De esta manera, de la ecuación (8) puede derivarse una asociación negativa entre inflación y niveles de actividad, como es de esperar para niveles “altos” de inflación.
- El efecto sobre C_0 y C_1 se obtiene reemplazando (8) en (1) y (2), respectivamente. En particular:

$$\frac{d\hat{C}_0}{d(1+\pi)} = \left(\frac{-1}{PR_0} \right) \left(\frac{d\hat{I}}{d(1+\pi)} \right)$$

$$\frac{d\hat{C}_1}{d(1+\pi)} = \left(\frac{b}{\sqrt{PR_1}} \right) \left(\frac{d\hat{I}}{d(1+\pi)} \right)$$

Intuitivamente, como el consumo presente y los saldos reales son sustitutos perfectos, para $PI_0 > PC_0$, $\hat{m}_0 = 0$. Por lo tanto, la imposibilidad de tomar deuda adicional para suavizar los efectos adversos del *shock* inflacionario implica una reducción de la inversión –de acuerdo con la ecuación (8)–. El incremento en el ingreso disponible, consecuencia de la reducción de la inversión, conlleva un aumento en el consumo presente –de acuerdo con la ecuación (1)–. A su vez, la reducción de la inversión supone una caída en el ingreso disponible en $t = 1$, el cual no puede ser atemperado ni por cambios en el *stock* de deuda ni por cambios en el *stock* de dinero –ya que ambos han alcanzado sus respectivas cotas–. Consecuentemente, el consumo en $t = 1$ se reduce.

Nótese que el incremento en los niveles de inflación implica una pérdida de bienestar, ya que

$$U(1+\pi') = \hat{C}_1' < U(1+\pi) = \hat{C}_1$$

Donde $\pi' > \pi$ es el nivel de inflación después del *shock* y $U(\cdot)$ es la función de utilidad indirecta del problema de la firma.

BIBLIOGRAFÍA

- AYDIN, C., ESEN, Ö. y BAYRAK, M. (2016). "Inflation and Economic Growth: A Dynamic Panel Threshold Analysis for Turkish Republics in Transition Process", *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, Nº 229, pp. 196-205.
- BENIGNO, P. y RICCI, L. (2011). "The Inflation-Output Trade-Off with Downward Wage Rigidities", *American Economic Review*, vol. 101, Nº 4, junio, pp. 1436-1466.
- BRIault, C. (1995). "The Costs of Inflation", Monetary Assessment and Strategy Division, *Bank of England Quarterly Bulletin*, Nº 35, febrero.
- CAI, J. (1994). "A Markov Model of Switching-Regime ARCH", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 12, Nº 3, pp. 309-316.
- CASELLI, F., ESQUIVEL, G. y LEFORT, F. (1996). "Reopening the Convergence Debate: A new Look at Cross-Country Growth Empirics", *Journal of Economic Growth*, vol. 1, Nº 3, pp. 363-389.
- CHATTERJEE, S., HANDCOCK, M. S. y SIMONOFF, J. S. (1995). *A Casebook for a First Course in Statistics and Data Analysis*. Nueva York: Wiley.
- DIEBOLD, F. X. y RUDEBUSCH, G. D. (1996). "Measuring Business Cycles: a Modern Perspective", *The Review of Economic and Statistics*, vol. 78, Nº 1, pp. 67-77.
- DURLAND, J. M. y MCCURDY, T. H. (1994). "Duration-dependent Transitions in a Markov Model of U.S. GNP growth", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12, Nº 3, julio, pp. 279-288.
- ESPINOZA, R., HYGINUS, L. y ANANTHAKRISHNAN, P. (2010). "Estimating the Inflation-Growth Nexus—A Smooth Transition Model", *IMF Working Paper*, WP/10/76.
- FANELLI, J. M. y FRENKEL, R. (1995). "Micro-macro interaction in economic development", *UNCTAD Review*, Nº 1, pp. 129-154.
- FILARDO, A. J. (1994). "Business-cycle Phases and Their Transitional Dynamic", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12, pp. 299-308.
- FRANCO, C. y ROUSSIGNOL, M. (1997). "On white Noises Driven by Hidden Markov Chains", *Journal of the Time Series Analysis*, vol. 18, Nº 6, pp. 553-578.
- GOLDFELD, S. M. y QUANDT, R. E. (1972). *Non-linear Methods in Econometrics*. Amsterdam: North-Holland Publ. Co.
- GOODWIN, T. H. (1993). "Business-cycle analysis with a Markov-switching-model", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 11, Nº 3, pp. 331-339.
- HAMILTON, J. D. (1989). "A new Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, vol. 57, Nº 2, pp. 357-384.
- HANSEN, B. (1999). "Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing and inference", *Journal of Econometrics*, vol. 93, pp. 345-368.
- (2000). "Sample Splitting and Threshold Estimation", *Econometrica*, vol. 68, Nº 3, pp. 575-603.
- IBARRA, R. y TRUPKIN, D. (2016). "Reexamining the relationship between inflation and growth: Do institutions matter in developing countries?", *Economic Modelling*, vol. 52, Part B, pp. 332-351.
- KERMER, S., BICK, A. y DIETER, N. (2013). "Inflation and Growth: new evidence from a dynamic panel threshold analysis", *Empirical Economics*, vol. 44, Nº 2, pp. 861-878.
- KHAN, M. S. y SENHADJI, A. S. (2001). "Threshold effects in the relationship between inflation and growth", *IMF Staff Papers*, vol. 48, Nº 1.
- MAIA, J. L. y KWEITEL, M. (2006). "Relación inflación-crecimiento: estimación de umbral para la Argentina", Dirección Nacional de Programación Macroeconómica, Ministerio de Economía y Finanzas Públicas.
- LI, M. (2006). "Inflation and economic growth: thresholds effects and transmission mechanisms". Edmonton: Department of Economics, University of Alberta.
- MORTAZA, G. y AHMED, S. (2005). "Inflation and economic growth in Bangladesh: 1981-2005", Bangladesh Bank Working Paper Series, WP 0604.
- MUBARIK, Y. A. (2005). "Inflation and Growth: an estimate of the threshold level of inflation in Pakistan", State Bank of Pakistan, *Research Bulletin*, vol. 1, Nº 1, pp. 35-44.
- NDORICIMPA, A. (2017). "Threshold Effects of Inflation on Economic Growth in Africa: Evidence from a Dynamic Panel Threshold Regression Approach", African Development Bank Group, Working Paper Nº 249, enero.
- NEWKEY, W. K. y WEST, K. D. (1987). "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix". *Econometrica*, vol. 55, Nº 3, pp. 703-708.
- PESARAN, M. H. y POTTER, S. M. (1997). "A Floor and Ceiling Model of US output", *Journal of Economic Dynamic and Control*, vol. 21, Nºs 4-5, pp. 661-695.

- POLLIN R. y ZHU, A. (2005). "Inflation and economic growth: a cross country non linear analysis". Amherst: Political Economy Research Institute, University of Massachusetts.
- QUANDT, R. E. (1958). "The Estimation of Parameters of Linear Regression System Obeying Two Separate Regimes", *Journal of the American Statistical Association*, N° 55, pp. 873-880.
- SAREL, M. (1995). "Non linear effects of inflation on economic growth", *IMF Working Paper*, WP/95/56.
- SHILLER, R. (1996). "Why do people dislike inflation", *NBER Working Paper*, 5539.
- SICHEL, D. (1994). "Inventories and the three Phases of the Business Cycle", *Journal of Business y Economic Statistics*, vol. 12, N° 3, pp. 269-277.
- SIDRAUSKI, M. (1967). "Rational choice and patterns of growth in a monetary economy", *American Economy Review*, vol. 57, N° 2, pp. 534-544.
- SIMONOFF, J. (1996). *Smoothing methods in statistics*. Nueva York: Springer-Verlag.
- STOCKMAN, A. C. (1981). "Anticipated inflation and the capital stock in a cash-in-advance economy", *Journal of Monetary Economics*, vol. 8, N° 3, pp. 387-393.
- SWEIDAN, O. D. (2004). "Does inflation harm economic growth in Jordan? An econometric analysis for period 1970-2000", *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, vols. 1-2, pp. 41-66.
- TIAO, G. C. y TSAY, R. S. (1994). "Some Advances in non-linear and Adaptive Modelling in Time-series", *Journal of Forecasting*, vol. 13, N° 2, pp. 109-131.
- TOBIN, J. (1965). "Money and economic growth", *Econometrica*, vol. 33, N° 4, pp. 671-684.
- TONG, H. y LIM, K. S. (1980). "Threshold Autoregression, Limited Cycles and Cyclical Data", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, N° 42, pp. 245-292.
- VÁSQUEZ CORDANO, A. L. (2003). "Umbrales de inflación y crecimiento económico en el Perú: predicción e inferencia en un contexto de estabilidad macroeconómica, 1992-2002", Banco Central de Reserva del Perú, Concurso de Investigación para Jóvenes Economistas 2002-2003.

RESUMEN

El objetivo del trabajo es presentar una metodología econométrica para identificar la existencia de efecto umbral en la relación entre inflación y crecimiento de Argentina, usando procedimientos econométricos no lineales para la estimación e inferencia. Los resultados empíricos muestran que la inflación contribuye negativamente al crecimiento económico para niveles de inflación

superiores al 12,9% anual. Asimismo la inflación no tiene efectos estadísticamente relevantes sobre el crecimiento para niveles de inflación entre 7,5% y 12,9%. La relación negativa y estadísticamente relevante entre inflación y crecimiento es robusta al método econométrico considerado, la exclusión de observaciones atípicas y a las especificaciones alternativas.

SUMMARY

The purpose of this paper is to present a methodology to identify the existence of threshold effects in the relationship between inflation and economic growth of Argentina, using non linear econometric procedures for estimation and inference. The empirical findings show that the threshold level of inflation above which inflation significantly slows

growth is estimated at 12,9%. The level of inflation between 7,5% and 12,9% has no relevant effects on economic growth. The negative and statistically relevant relationship between inflation and growth is robust with respect to the econometric procedures considered, the exclusion of high-inflation observations, and the alternative specifications.

REGISTRO BIBLIOGRÁFICO

MAIA, José L., PIERRI, Damián y TRAJTENBERG, Luis A.

"La relación entre inflación y crecimiento: estimación del umbral de inflación para la Argentina". *DESARROLLO ECONÓMICO – REVISTA DE CIENCIAS SOCIALES* (Buenos Aires), vol. 58, N° 226, enero-abril 2019 (pp. 433-457).

Palabras clave: <Inflación> <Crecimiento económico> <No linealidad> <Efectos de umbral>.

Keywords: <Inflation> <Economic growth> <Non linearity> <Threshold effects>.

Códigos JEL: E31, O40

