La relación entre inflación y crecimiento desde un enfoque de regresión con transición suavizada para datos de panel*

Raul Ibarra
Banco de México

Danilo Trupkin
Universidad de Montevideo

Versión preliminar e incompleta: Mayo 2011

Abstract

El debate acerca de la relación entre inflación y crecimiento es de gran importancia para la conducción de la política monetaria. El presente trabajo estudia la existencia, para un conjunto de países, de un umbral de inflación por encima del cual su efecto sobre el crecimiento es negativo, considerando además la velocidad de transición de un régimen de inflación a otro. Utilizando un panel de datos de más de 120 países, durante el periodo posterior a la segunda guerra mundial, aplicamos un modelo de regresión con transición suavizada para datos de panel (PSTR por sus siglas en inglés) con efectos fijos. El umbral estimado de tasa de inflación para los países industrializados resulta del 4.1%, en tanto que el mismo para los países no industrializados es altamente superior, del orden del 19.1%. La velocidad de transición es relativamente suave en el primer grupo, mientras que, en los países en desarrollo, la inflación rápidamente afecta de forma negativa al crecimiento una vez pasado el umbral. Asimismo, se observa que el umbral de inflación resulta del 7.9% cuando se toma una submuestra del grupo de países en desarrollo, considerando aquellos que superan determinado nivel de una medida instrumental para la calidad institucional.

Palabras Clave: Inflación, crecimiento económico, efectos de umbral, transición suavizada.

JEL Clasificación: E31, O40, C33.

* Trabajo elaborado en el marco de la Red de Investigadores y de Centros de Investigación del Banco Central del Uruguay. Esta es una versión preliminar e incompleta. Por favor no citar sin el permiso de los autores. Correspondencia: Danilo Trupkin, Universidad de Montevideo, Prudencio de Pena 2440, 11600 Montevideo, Uruguay. E-mail: dtrupkin@um.edu.uy.

1 Introducción

El debate acerca de la relación entre inflación y crecimiento tiene una gran importancia para la conducción de la política monetaria. En los últimos años, los bancos centrales en varios países han adoptado una política monetaria basada en metas de inflación. De acuerdo con los estudios de Barro (1991), Fischer (1983, 1993), y Bruno y Easterly (1998), la inflación tiene un efecto negativo sobre el crecimiento económico, con lo cual la política monetaria debería tener por objeto lograr un nivel de inflación bajo. La pregunta importante es cual debería ser la meta de inflación, o bien, a partir de qué nivel el efecto de la inflación sobre el crecimiento es negativo.

Dada la relevancia del tema, un número importante de los modelos teóricos en la literatura macroeconómica analiza el impacto de la inflación sobre el crecimiento de largo plazo. Podemos, en ese sentido, distinguir cuatro predicciones relevantes en esta literatura:

1. Algunas teorías establecen que no hay efectos de la inflación sobre el crecimiento (el dinero es superneutral, por ejemplo Sidrauski, 1967).

2. Otras teorías, como por ejemplo Tobin (1965), asumen que el dinero es sustituto del capital, con lo cual la inflación genera efectos positivos sobre el crecimiento.

3. Stockman (1981) introduce un modelo en el cual el dinero es complementario al capital, con lo cual la inflación genera efectos negativos sobre el crecimiento.

4. Existe una nueva clase de modelos en los cuales la inflación causa efectos negativos sobre el crecimiento, pero solo si su nivel es superior a un cierto umbral. En general, en estos modelos, altas tasas de inflación exacerban las fricciones existentes en los mercados financieros, por tanto interfiriendo sobre la eficiencia e inhibiendo el crecimiento.

El trabajo de Fischer (1993) es uno de los primeros en examinar la posibilidad de no linealidades en la relación entre inflación y crecimiento. Empleando datos de panel para un conjunto de países desarrollados y en desarrollo, Fischer muestra una relación negativa, no lineal, entre inflación y crecimiento. Sin embargo, una de las principales debilidades de su trabajo es que establece una separación arbitraria de la muestra a través de "breaks" que, se supone, representarían los umbrales. En la literatura de series de tiempo, Bullard y Keating (1995) usan modelos estructurales VAR para estimar la respuesta del output real a shocks permanentes de inflación en cada economía, para una muestra de 16 países. Ellos encuentran

que incrementos en la inflación de largo plazo tienen efectos positivos (negativos) sobre el crecimiento, para niveles iniciales de inflación suficientemente bajos (altos).

Por su parte, Khan y Senhadji (2001) estiman el umbral de inflación en un panel que promedia series de tiempo en base a quinquenios no superpuestos. De su trabajo se extrae que dicho umbral de tasa de inflación, a partir de la cual ´esta reduce significativamente el crecimiento, se ubica entre 1% y 3% anual para países industrializados, y entre 11% y 12% anual para países en desarrollo.

Drukker et al. (2005) resuelven algunas de las limitaciones de Khan y Senhadji (2001), para lo cual utilizan métodos econométricos desarrollados por Hansen (1999, 2000) y Gonzalo y Pitarakis (2002), a fin de estimar el número de umbrales, sus valores y los coeficientes del modelo desarrollado. Sobre la base de un modelo de regresión con datos de panel no dinámicos y efectos fijos, Drukker et al. (2005) encuentran dos umbrales de inflación en países industrializados, 2.6% y 12.6%, y un umbral del 19.2% en el grupo de economías emergentes. Por otro lado, Vaona y Schiavo (2007) brindan evidencia sobre la relación no lineal entre inflación y crecimiento usando métodos no paramétricos. En un trabajo reciente, Kremer et al. (2009) introducen un modelo dinámico de panel con efectos de umbral, encontrando resultados consistentes con la literatura existente. Por su parte, Espinoza et al. (2010), estiman el nexo entre la inflación y el crecimiento, empleando un modelo logístico de regresión con transición suavizada, con el objeto de investigar la velocidad con la cual la inflación, mas allá de un umbral, comienza a afectar negativamente el crecimiento.

El objetivo de este trabajo es estudiar la existencia, para un conjunto de países, de un umbral de inflación por encima del cual su efecto sobre el crecimiento es negativo. Para ello, aplicamos las técnicas econométricas con efectos de umbral que surgen de los trabajos de Hansen (1999, 2000), Gonzalo y Pitarakis (2002), y Caner y Hansen (2004). Además, con el objeto de estudiar la velocidad de respuesta que debe tener como referencia la autoridad monetaria, se estima la velocidad de transición de un régimen de inflación a otro. En particular, basados en González et al. (2005), aplicamos un modelo de regresión de transición suavizada para datos de panel (PSTR por sus siglas en inglés) con efectos fijos. Usamos un panel de datos de más de 120 países, durante el periodo posterior a la segunda guerra mundial. Como es estándar en la literatura empírica del crecimiento, usamos datos promedio para quinquenios no superpuestos.

El umbral estimado de tasa de inflación para los países industrializados resulta del 4.1%, en tanto que el mismo para los países no industrializados es altamente superior, del orden del 19.1%. En ambos grupos se observa que, pasados dichos umbrales, el efecto de la inflación

sobre el crecimiento es negativo y estadísticamente no significativo. No obstante, se encuentra que la inflación no tiene efectos significativos sobre el crecimiento cuando se encuentra por debajo de ambos umbrales. La velocidad de transición es relativamente suave en el primer grupo, mientras que, en los países en desarrollo, la inflación rápidamente afecta de forma negativa al crecimiento una vez pasado el umbral. Observamos, además, que el umbral de inflación cae considerablemente cuando la muestra de países en desarrollo se reduce a grupos de iguales que cumplen con ciertos criterios mínimos de calidad institucional, de acuerdo con las medidas utilizadas por Acemoglu et al. (2001).

El presente trabajo se organiza de la siguiente manera. La Sección 2 describe los datos utilizados. La Sección 3 introduce el modelo econométrico. Las Secciones 4 y 5 discuten los resultados hallados, mientras que, finalmente, la Sección 6 remarca brevemente las conclusiones preliminares del estudio.

2 Datos

En el presente trabajo, utilizamos un panel no balanceado de 124 países. Estos países son clasificados en industrializados y no industrializados, de acuerdo con la definición del *International Financial Statistics* (IFS) del FMI (ver Tablas A.1 y A.2 en el Anexo). El periodo de estudio va de 1950 a 2007, con lo cual se extienden los lapsos considerados tanto en Khan y Senhadji (2001), que abarca desde 1960 a 1998, como en Drukker et al. (2005), que va de 1950 a 2000. La tasa de crecimiento del PIB real per cápita a precios de 2005 se obtiene de la base Penn World Table 6.3. La inflación se calcula como el cambio porcentual anual en el ´índice de precios al consumidor, cuya fuente es el IFS. Siguiendo la literatura empírica sobre crecimiento económico de largo plazo (Temple, 2000), el periodo de estudio, se divide en intervalos de 5 años no solapados, mientras que las tasas de crecimiento se obtienen como promedios de 5 años.

Entre las variables de control se encuentran la inversión como porcentaje del PIB, la tasa de crecimiento de la población, el nivel de ingreso inicial (medido como el PIB per cápita en el quinquenio anterior), el nivel de apertura comercial (medido como la suma de exportaciones e importaciones como porcentaje del PIB) y la desviación estándar de los términos de intercambio. Dichas variables se obtienen de la base Penn World Table.

Siguiendo a Sarel (1996), la tasa de inflación es transformada a logaritmos, a fin de evitar que las observaciones extremas distorsionen los resultados de regresión. Además, dicha transformación tiene la ventaja de que los shocks de inflación multiplicativos (en lugar de aditivos) tienen los mismos efectos en economías de alta y baja inflación. Al aplicar dichas

transformaciones, se obtiene una distribución simétrica del nivel de inflación, similar a una distribución normal (ver Figuras A.1 a A.4 en el Anexo). Ghosh y Phillips (1998) encuentran, además, que la transformación logarítmica brinda una caracterización razonable del nexo entre inflación y crecimiento.

Dado que la función logarítmica no existe para valores negativos y se aproxima a menos infinito para valores de inflación cercanos a cero, utilizamos una transformación semilogarıtmica siguiendo a Khan y Senhadji (2001). La transformación realizada es la siguiente:

$$\tilde{\pi}_{it} = \begin{cases} \pi_{it} - & 1 \text{ si } \pi_{it} \leq 1 \text{ si } \pi_{it} \\ \ln \pi_{it} & > 1 \end{cases}$$

Esta función es lineal para tasas de inflación menores a uno, y logarítmica para valores mayores a uno.

3 Especificación del Modelo

Con el objeto de estimar el efecto de la inflación sobre el crecimiento y, en particular, tanto el umbral de inflación como así también la velocidad de transición, especificamos un modelo de regresión *PSTR*, siguiendo a González et al. (2005). La variable dependiente es la tasa de crecimiento del PIB real, y las variables independientes incluyen la inflación y las variables de control mencionadas en la Sección 2. El modelo PSTR con dos regímenes se define de la siguiente manera:[1]

$$dy_{it} = \mu_i + \beta_0' x_{it} + \beta_1' x_{it} G(\pi_{it}; \gamma, \pi^*) + u_{it}, \quad (1)$$

donde $i = 1,...,N$ representa a los países, mientras que $t = 1,...,T$ hace referencia a los quinquenios. La variable dy_{it} es la tasa de crecimiento del PIB real per cápita, el vector x_{it} contiene la inflación (π_{it}) y las variables de control: PIB inicial ($igdp_{it}$), tasa de crecimiento poblacional (pop_{it}), inversión/PIB (inv_{it}), apertura comercial ($open_{it}$), desviación estándar de los términos de intercambio ($sdtot_{it}$), y una dummy adicional ($d70\text{-}84_{it}$) que indica los periodos de shocks de precios de la OPEP (quinquenios 1970-1974, 1975-1979, 1980-1984), μ_i representa los efectos fijos individuales, y u_{it} son los errores.[2] La función de transición

[1] En la seccio´n siguiente se muestra, a trav´es de los tests de no-linealidad y de eleccio´n de nu´mero de reg´ımenes, que es o´ptimo seleccionar un modelo de dos reg´ımenes .

[2] Dado que, entre las variables de control, se encuentra el cociente inversio´n-producto, el efecto de la inflacio´n sobre el crecimiento podr´ıa estar sesgado, en tanto exista correlacio´n entre la inflaci´on y la inversi´on. Dicho sesgo ser´a analizado en una etapa futura de este mismo trabajo.

$G(\pi_{it};\gamma,\pi^*)$ es una función continua de la variable observable de transición π_{it}, es decir, de la tasa de inflación. Esta es una función normalizada que toma valores entre 0 y 1, cuyos valores extremos se asocian a su vez con los coeficientes de regresión β_0 y β_1. Más generalmente, el valor de π_{it} determina el valor de $G(\pi_{it};\gamma,\pi^*)$ y por lo tanto los efectos de la inflación sobre el crecimiento, $\beta_0 + \beta_1 G(\pi_{it};\gamma,\pi^*)$, para el país i en el periodo t.

En particular, se considera la siguiente función logística:

$$G(\pi_{it};\gamma,\pi^*) = \frac{1}{1+\exp(-\gamma(\pi_{it}-\pi^*))}, \tag{2}$$

Donde el parámetro de la pendiente de la función logística, $\gamma > 0$, determina la velocidad de transición, y π^* es el umbral de inflación. Cuando $\gamma \to \infty$, la función de transición logística se convierte en una función indicadora $I(\pi_{it} > \pi^*)$ que toma el valor de 1 cuando $\pi_{it} > \pi^*$. Si $\gamma \to 0$, la función de transición se transforma en una constante y el modelo se convierte en homogéneo o en un panel de regresión lineal con efectos fijos.

Notemos que cuando γ es suficientemente alto, el modelo PSTR se reduce a un modelo de threshold de dos regímenes `a la Khan y Senhadji (2001). En ese caso, el efecto directo de la inflación sobre el crecimiento del PIB real está dado por β_0 para aquellos países cuya inflación es menor o igual a π^*, y por $(\beta_0+\beta_1)$ para aquellos países cuya inflación es superior a π^*.

4 Resultados

La Tabla 1 muestra los tests de linealidad para los dos grupos de países, industrializados y no industrializados.[3] Para el grupo de países industrializados, los estadísticos permiten rechazar al 1%, en dos de los tres tests, la hipótesis nula de que el modelo es lineal. Para el grupo de economías no industrializadas, los resultados son menos determinantes, pero au´n así se observa que el modelo lineal se rechaza en el orden del 1% al 10%, según el test.

Table 1: Tests de Linealidad

	Industrializados		**No Industrializados**	
Tests	**Estadístico**	**pvalue**	**Estadístico**	**pvalue**
Wald Test	19.5	0.007	14.7	0.040
Fisher Test	2.7	0.012	1.8	0.075
Likelihood Ratio Test	20.3	0.000	14.8	0.000

[3] Los detalles acerca de los tests de linealidad y del nu´mero de reg´ımenes se describen en Gonzalez et al. (2005).

H_0: Modelo lineal. H_1:Modelo PSTR con al menos un threshold.

La Tabla 2 muestra los tests realizados con el fin de estudiar la posibilidad de que aún exista no-linealidad luego de asumir un modelo con dos regímenes. La hipótesis nula del test indica que el modelo PSTR posee un solo threshold, mientras que la alternativa expresa que el modelo contiene al menos dos thresholds. De los resultados se observa que no se puede rechazar la hipótesis nula, con lo que seleccionamos un solo threshold. En general, en este tipo de modelos se requiere valores de los estadísticos suficientemente altos para incrementar (´óptimamente) la cantidad de thresholds. Es que, entre los criterios de selección, se desea además penalizar el costo de aumentar el número de thresholds debido a la creciente complejidad en la interpretación de los resultados.

Table 2: Tests del Numero de Regímenes: Testeo de No-Linealidad Remanente

	Industrializados		**No Industrializados**	
Tests	**Estadístico**	**pvalue**	**Estadístico**	**pvalue**
Wald Test	11.0	0.139	2.6	0.920
Fisher Test	1.3	0.229	0.3	0.947
Likelihood Ratio Test	11.2	0.128	2.6	0.920

H_0: PSTR con un threshold. H_1:PSTR con al menos dos thresholds.

Finalmente, la Tabla 3 muestra los parámetros estimados del modelo para las dos muestras. Los thresholds, como era de esperar, muestran diferencias importantes entre los dos grupos: 4.1% de tasa de inflación para los industrializados, y 19.1% para los países en desarrollo. Los mismos son consistentes con estudios como el de Drukker et al. (2004), pero superiores a los hallados por Khan y Senhadji (2001). El alto umbral para los países no industrializados puede deberse a la adopción de sistemas de indexación, los cuales reducen los efectos negativos de la inflación sobre el crecimiento. Por lo tanto, en dichos países se observaron altas tasas de inflación sin producirse importantes efectos sobre el crecimiento, debido a que los precios relativos no cambiaron considerablemente.

Table 3: Estimaci´on Modelo PSTR con dos regímenes

	Industrializados		**No Industrializados**	
Threshold: π^*	4.1%		19.1%	
Pendiente: γ	31.4		27,943.0	
Variable	β_0	β_1	β_0	β_1
π_{it}	-0.0961	-1.5241***	-0.1120	-0.4377**

	(0.2376)	(0.4075)	(0.1347)	(0.2112)
$igdp_{it}$	-0.0001***	-0.0001***	-0.0002***	-0.0001
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0001)	(0.0001)
pop_{it}	-0.2582	-0.1401	-0.6056***	-0.1283
	(0.3366)	(0.4070)	(0.1723)	(0.2661)
inv_{it}	-0.0194	0.1544***	0.0607***	0.0664**
	(0.0404)	(0.0320)	(0.0211)	(0.0391)
$open_{it}$	0.0427***	-0.0103*	0.0218***	-0.0244**
	(0.0108)	(0.0066)	(0.0066)	(0.0108)
$sdtot_{it}$	-23.4442	34.4556	-1.8718	13.6202
	(28.1468)	(31.2865)	(5.0142)	(11.1737)
$d70\text{-}84_{it}$	-2.5232***	2.7297***	0.2403	-1.2789**
	(0.5571)	(0.6510)	(0.3065)	(0.6660)

Niveles de significatividad: (*) 10%, (**) 5%, (***) 1%.
Los valores en par´entesis son errores estándar.

Con respecto a la velocidad de transición de un régimen a otro, medida por el parámetro γ, observamos que la misma es gradual para industrializados. Esto implica que el efecto negativo de la inflación sobre el crecimiento se comienza a reflejar a medida que la inflación se acerca al nivel del threshold, y no necesariamente superándolo. En el caso de las economías no industrializadas, la pendiente de la función de transición es extremadamente alta, lo que muestra que el cambio del efecto de la inflación sobre el crecimiento es abrupto. No obstante, notemos que, para los dos grupos de países, si bien el coeficiente estimado de β_0 es negativo, el mismo no es significativo. Por el contrario, y consistentemente con la teoría, el β_1 estimado es negativo y significativo, al 1% en el grupo de países desarrollados y al 5% en el grupo de economías emergentes. Esto significa que la inflación no tiene efectos significativos sobre el crecimiento cuando se encuentra por debajo del umbral, pero ciertamente tiene efectos significativamente negativos una vez pasado el mismo.

Con relación a las variables de control, observamos que los resultados son consistentes con la teoría y la literatura empírica del crecimiento, en ambos grupos de países – ver por ejemplo Levine y Renelt (1992) y Sala-i-Martin (1997). Entre los países industrializados, el coeficiente que acompaña al ingreso inicial es negativo y significativo al 1% en los dos regímenes. En este mismo grupo de economías, el coeficiente correspondiente a la variable

inversión/producto es positivo y significativo solo en el régimen de alta inflación, mientras que la dummy de "oil shocks" es significativa al 1% en ambos regímenes. Por su parte, la apertura al comercio favorece el crecimiento en regímenes de inflación baja, mientras que el efecto es menor en regímenes de inflación alta, aunque este último resultado es solo significativo al 10%.

En los países en desarrollo, los coeficientes son estadísticamente significativos mayormente en regímenes de baja inflación. Tanto la tasa de crecimiento poblacional como el ingreso inicial se relacionan negativamente con el crecimiento económico. Por otro lado, el cociente inversión-producto se relaciona positivamente con el crecimiento en ambos regímenes, en tanto que el efecto de la apertura comercial sobre el crecimiento, al igual que lo hallado entre los países industrializados, es positivo en regímenes de inflación baja, aunque el efecto no es claro en regímenes de inflación alta. Notemos que los signos de los coeficientes de regresión que acompañan a las variables introducidas en el modelo resultan consistentes con la literatura del crecimiento.

5 Inflación, Desarrollo, e Instituciones

En la presente sección, segmentamos la muestra de economías no industrializadas, de acuerdo con una característica que establece la persistencia en el tiempo de la calidad institucional y su efecto sobre el crecimiento, desarrollada en Acemoglu et al. (2001).[4] Dicha característica se relaciona con las tasas de mortalidad que enfrentaron los colonizadores europeos en las colonias, las cuales determinaron, en última instancia, las políticas de colonización y las instituciones establecidas. Asimismo, aquellas instituciones formadas en ´épocas de la colonización han persistido en el tiempo y prevalecen en la actualidad. La utilización de esta medida nos ayuda en varios sentidos. Primeramente, contamos con información histórica relacionada con las instituciones para cada país, de modo de controlar las estimaciones del crecimiento en este aspecto. Segundo, dado que la información se refiere a un punto en el tiempo, ello nos ayuda a segmentar la muestra por características similares entre países, al inicio, de modo de mejorar nuestro entendimiento respecto al umbral estimado de largo plazo para la inflación y la velocidad de convergencia. Por otro lado, las tasas de mortalidad sirven como variable instrumental de la calidad institucional, a diferencia de otros estudios en la literatura de crecimiento en los cuales las medidas de calidad institucional son endógenas.

[4] Agradecemos a Fernando Borraz por sugerirnos utilizar esta medida como una forma alternativa para identificar caracter´ısticas institucionales.

El procedimiento para segmentar la muestra es el siguiente. En primer lugar, de los 101 países que conforman nuestra muestra de economías no industrializadas, tomamos aquellas que aparecen además en la muestra de Acemoglu et al. (2001), quedando un total de 56 países. En segundo lugar, de modo de juntar aquellos con características similares, procedimos a ordenar este grupo de acuerdo con las tasas de mortalidad detalladas en aquel trabajo.[5] Finalmente, se tomaron aquellos países que tuvieran una tasa de mortalidad de los colonizadores europeos menor a 250 en 1,000 por año (ver Acemoglu et al., 2001, por una descripción detallada de dicha medida). Cabe aclarar que, si bien el criterio de selección es arbitrario por no encontrarse un procedimiento que primara sobre el resto, los resultados hallados son robustos a cambios en la tasa de corte.[6]

La Tabla 4 muestra los coeficientes estimados para la muestra de países agrupados de acuerdo con la mencionada proxy de características institucionales.[7] Notemos que el umbral de inflación cae de manera considerable si lo comparamos con aquel hallado en la Sección 4 para la muestra más amplia de países no industrializados. El mismo resulta ahora del 7.9%, en tanto que la estimación de la velocidad de convergencia resulta aún elevada, en torno a 22,198.

De esta manera, el umbral de inflación se acerca a niveles propios de economías que cumplen con ciertos criterios de nivel de calidad institucional. Cabe mencionar, además, que si consideramos el total de 56 países en desarrollo que coinciden con la muestra de Acemoglu et al. (2001), nuestras estimaciones arrojan un umbral de inflación de 18.4%, es decir considerablemente tan alto como el hallado en la Sección 4 para el panel más amplio de países en desarrollo. Ello estaría indicando que la significativa caída del umbral de inflación del grupo de economías controladas por la medida de calidad institucional no depende de la muestra particular de Acemoglu et al. (2001).

Table 4: Estimaci´on Modelo PSTR - Países en Desarrollo, Control Instituciones

Threshold: π^*	7.9%
Pendiente: γ	22,198

[5] Los datos utilizados fueron extra´ıdos de la Tabla A2 del Ap´endice de Acemoglu et al. (2001).

[6] Los pa´ıses que superan el corte son: Argelia, Argentina, Bahamas, Bangladesh, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, Egipto, El Salvador, Etiop´ıa, Guatemala, Hait´ı, Honduras, Hong Kong, India, Indonesia, Jamaica, Kenya, Malasia, Malta, M´exico, Marruecos, Nicaragua, Pakista´n, Panama´, Paraguay, Peru´, Repu´blica del Congo, Repu´blica Dominicana, Senegal, Singapur, Suda´frica, Sri Lanka, Suda´n, Tanzania, Trinidad y Tobago, Tunez, Uruguay, Venezuela.

[7] Las Tablas A.3 y A.4 del Anexo muestran los tests de no linealidad y de nu´mero de reg´ımenes aplicados a esta muestra. Los mismos indican la presencia de no linealidades en la relacio´n inflacio´n-crecimiento, al tiempo que no se rechaza significativamente la especificacio´n que incluye dos reg´ımenes.

Variable	β_0	β_1
π_{it}	0.4104**	-0.7999***
	(0.2067)	(0.2482)
$igdp_{it}$	-0.0003***	-0.0004***
	(0.0001)	(0.0001)
pop_{it}	-0.9247***	0.4319**
	(0.2583)	(0.2463)
inv_{it}	0.0124	0.0674**
	(0.0301)	(0.0298)
$open_{it}$	0.0294***	0.0050
	(0.0084)	(0.0079)
$sdtot_{it}$	2.6367	-13.2963
	(10.7244)	(14.1708)
$d70\text{-}84_{it}$	-0.9205	0.9628
	(0.5277)	(0.6260)

Niveles de significatividad: (*) 10%, (**) 5%, (***) 1%.
Los valores en paréntesis son errores estándar.

Notemos ahora que el coeficiente estimado de β_0 que acompaña a la inflación es positivo y estadísticamente significativo al 5%, lo que indicaría que la misma se relaciona positivamente con el crecimiento cuando la tasa de inflación es suficientemente baja. Por el contrario, el coeficiente β_1 estimado resulta, al igual que en la sección anterior, negativo y significativo al 1%. Es decir, a niveles altos de inflación, aumentos de ´esta se relacionan con menores tasas de crecimiento.

Con respecto a las variables de control, observamos en general resultados consistentes con la literatura. El coeficiente que acompaña al ingreso inicial es negativo y significativo al 1% en ambos regímenes. Aquel correspondiente a *inversión/producto* es positivo y significativo al 5%, aunque solo en el régimen de alta inflación; en tanto que el coeficiente que acompaña a la tasa de crecimiento poblacional es negativo y significativo al 1% solo en regímenes de baja inflación. Finalmente, la apertura comercial se relaciona positivamente y de manera significativa con el crecimiento en regímenes de baja inflación, en tanto no se observa un nexo superior entre ambos en periodos de alta inflación.

6 Conclusiones Preliminares

Motivados por la expansión en el número de bancos centrales que han adoptado metas de inflación en los últimos años, volvemos a visitar el nexo entre la inflación y el crecimiento económico, pero esta vez a través de un modelo econométrico de transición suavizada para

datos de panel (PSTR). En un estudio que comprende 124 países, abarcando el periodo 1950-2007, estimamos no solo el threshold por encima del cual la inflación es perjudicial para el crecimiento, sino también la velocidad de transición de un régimen a otro. Asimismo, para cada régimen de inflación estimamos los coeficientes que describen el efecto de las variables estándar del crecimiento, como el producto inicial, la tasa de crecimiento poblacional, el cociente inversión-producto, la apertura comercial, y las desviaciones estándar de los términos de intercambio.

Utilizando pruebas de no linealidad, se encuentra evidencia que la relación entre inflación y crecimiento es no lineal, con lo cual se emplea un modelo PSTR para estimar dicha relación. De acuerdo con la prueba utilizada para determinar el número de umbrales, se encuentra que el modelo con un umbral captura adecuadamente esta relación. Una ventaja importante del modelo PSTR sobre los otros modelos que se han utilizado para estimar el nexo inflación-crecimiento, incluyendo aquel de Khan y Senhadji (2001), es que permite estimar los umbrales de forma endógena. El umbral estimado de tasa de inflación para los países industrializados es del 4.1%, mientras que el mismo para los países emergentes es altamente superior, del orden del 19.1%. Los umbrales estimados son estadísticamente significativos a los niveles convencionales.

La velocidad de transición es relativamente suave en el primer grupo, en tanto que la inflación es rápidamente perjudicial para valores cercanos al umbral en los países en desarrollo. Esto sugiere que los bancos centrales en los países en desarrollo deben actuar rápidamente cuando la inflación se encuentra cercana o por encima de los umbrales estimados. Hallamos además que los coeficientes estimados que acompañan a las variables de control utilizadas en el modelo, resultan consistentes con la literatura.

Por último, se observa que el umbral de inflación cae considerablemente cuando la muestra de países en desarrollo se reduce a aquellos que cumplen con cierto criterio de calidad institucional, de acuerdo con Acemoglu et al. (2001).

Los estudios posteriores a esta versión preliminar incluyen análisis de sensibilidad a las variables introducidas, a la muestra utilizada, y a la presencia de observaciones atípicas. Por otra parte, estudiaremos la incidencia de variables adicionales de control tales como la presencia o ausencia de sistemas de indexación y dolarización, y del grado de desarrollo del sistema financiero, las cuales se espera afectan el crecimiento, particularmente en países en desarrollo.

Los resultados aquí presentados deben interpretarse cautelosamente, ya que el modelo utilizado presenta algunas debilidades. Entre las debilidades más relevantes de este tipo de modelos se encuentra la alta sensibilidad de las estimaciones, en particular aquella relativa a

la velocidad de convergencia. Además, la variable de inversión pudiera estar correlacionada con la inflación, por lo cual el coeficiente podría estar sesgado.

A modo de resumen, los resultados sugieren que los bancos centrales pueden mejorar el crecimiento económico reduciendo la inflación cuando ella está por encima de los umbrales estimados. En ese sentido, dichos resultados son consistentes con la adopción del esquema de objetivos de inflación.

Referencias

[1] Acemoglu, D., Johnson, S., Robinson, J.A., 2001, The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation, American Economic Review 91(5): 13691401.

[2] Barro, R., 1991, Economic Growth in a Cross-Section of Countries, Quarterly Journal of Economics 106(2): 407–43.

[3] Bullard, J., Keating, J. W., 1995, The long-run relationship between inflation and output in postwar economies, Journal of Monetary Economics 36(3): 477–496.

[4] Bruno, M., Easterly, W., 1998, Inflation Crises and Long-Run Growth, Journal of Monetary Economics 41(1): 3–26.

[5] Caner, M., Hansen, B. E., 2004, Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model, Econometric Theory 20(5): 813–843.

[6] Drukker, D., Gomis-Porqueras, P., Hernandez-Verme, P., 2005, Threshold Effects in the Relationship Between Inflation and Growth: A New Panel-Data Approach, Working Paper.

[7] Espinoza, R., Leon, H., Prasad, A., 2010, Estimating the Inflation-Growth Nexus –A smooth Transition Model, IMF Working Paper 10/76.

[8] Fischer, S., 1983, Inflation and Growth, NBER Working Paper No. 1235 (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research).

[9] Fischer, S., 1993, The Role of Macroeconomic Factors in Growth, Journal of Monetary Economics 32(3): 485–512.

[10] Ghosh, A., Phillips, S., 1998, Warning: Inflation May Be Harmful to Your Growth, IMF Staff Papers 45(4): 672–710.

[11] Gonz´alez, A., Ter¨asvirta, T., van Dijk, D., 2005, Panel Smooth Transition Regression Models, SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, No. 604.

[12] Gonzalo, J., Pitarakis, J.-Y, 2002, Estimation and Model Selection Based Inference in Single and Multiple Threshold Methods, Journal of Econometrics 110(2): 319–352.

[13] Hansen, B., 1999, Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference, Journal of Econometrics 93(2): 345–368.

[14] Hansen, B., 2000, Sample Splitting and Threshold Estimation, Econometrica 68(3): 575–603.

[15] Khan, M., Senhadji, A., 2001, Threshold Effects in the Relationship Between Inflation and Growth, IMF Staff Papers 48(1): 1–21.

[16] Kremer, S., Bick, A., Nautz, D., 2009, Inflation and Growth: New Evidence from a Dynamic Panel threshold Analysis, SFB 649 Discussion Paper, Humboldt University, Berlin, Germany.

[17] Levine, R., Renelt, D., 1992, "A sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions," American Economic Review 82(4): 942-963.

[18] Sala-i-Martin, X., 1997, "I Just Ran Two Million Regressions," American Economic Review 87(2): 173–183.

[19] Sarel, M., 1996, Nonlinear Effects of Inflation on Economic Growth, IMF Staff Papers 43(1): 199–215.

[20] Sidrauski, M., 1967, Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy, American Economic Review 57(2): 534–544.

[21] Stockman, A. C., 1981, Anticipated Inflation and the Capital Stock in a Cash-inAdvance Economy, Journal of Monetary Economics 8(3): 387–393.

[22] Temple, J., 2000, Inflation and Growth: Stories Short and Tall, Journal of Economic Surveys 14(4): 395–426.

[23] Tobin, J., 1965, Money and Economic Growth, Econometrica 33(4): 671–684.

[24] Vaona, A., Schiavo, S., 2007, Nonparametric and semiparametric evidence on the longrun effects of inflation on growth, Economics Letters 94(3): 452–458.

A Anexo

Table A.1: Muestra de Pa´ıses Industrializados

Australia	Japan
Austria	Luxembourg
Belgium	Netherlands
Canada	New Zealand
Denmark	Norway
Finland	Portugal
France	Spain
Germany	Sweden
Greece	Switzerland
Iceland	United Kingdom
Ireland	United States
Italy	

Table A.2: Muestra de Pa´ıses No Industrializados

Algeria	Guinea-Bissau	Poland
Argentina	Haiti	Qatar
Bahamas	Honduras	Rwanda
Bahrain	Hong Kong	Samoa
Bangladesh	Hungary	Saudi Arabia
Barbados	India	Senegal
Belize	Indonesia	Seychelles
Benin	Iran	Sierra Leone
Bolivia	Israel	Singapore
Botswana	Jamaica	Solomon Islands
Brazil	Jordan	South Africa
Burkina Faso	Kenya	Sri Lanka
Burundi	Kuwait	St. Kitts & Nevis
Cameroon	Lesotho	St. Lucia
Cape Verde	Madagascar	St.Vincent & Grenadines
Chad	Malawi	Sudan
Chile	Malaysia	Suriname
Colombia	Maldives	Swaziland
Congo, Republic of	Mali	Syria
Costa Rica	Malta	Tanzania
Cote d`Ivoire	Mauritania	Thailand
Cyprus	Mauritius	Togo
Dominica	Mexico	Tonga
Dominican Republic	Morocco	Trinidad &Tobago
Ecuador	Mozambique	Tunisia
Egypt	Nepal	Turkey
El Salvador	Nicaragua	Uganda
Ethiopia	Niger	Uruguay
Fiji	Nigeria	Vanuatu
Gabon	Pakistan	Venezuela
Gambia, The	Panama	Zimbabwe
Ghana	Papua New Guinea	
Grenada	Paraguay	
Guatemala	Peru	
Guinea	Philippines	

Table A.3: Tests de Linealidad - Pa´ıses en Desarrollo, Control Instituciones

Tests	**Estad´ıstico**	**pvalue**
Wald Test	13.8	0.056
Fisher Test	1.8	0.090
Likelihood Ratio Test	14.0	0.000

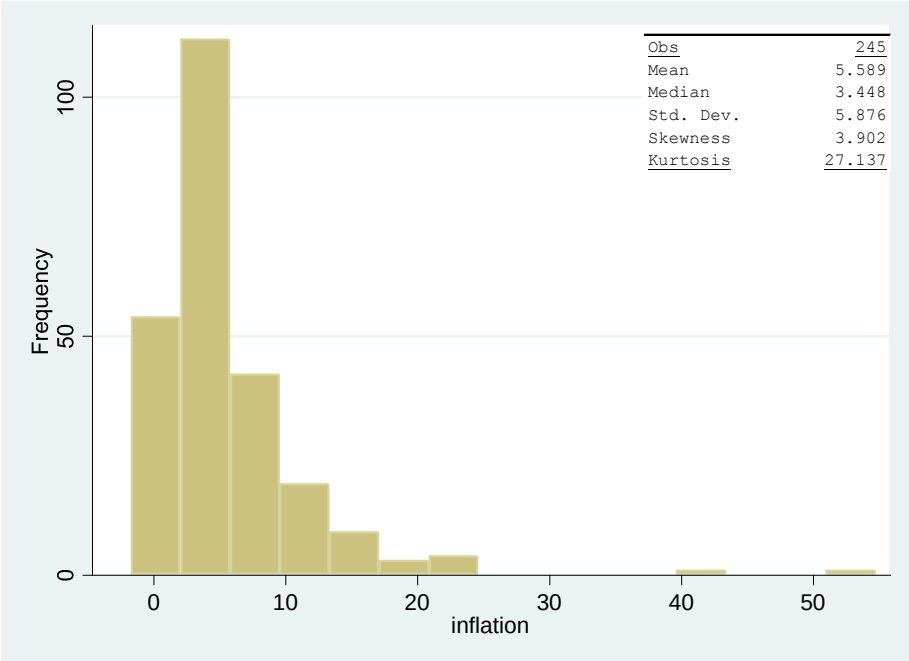
H_0: Modelo lineal. H_1:Modelo PSTR con al menos un threshold.

Table A.4: Tests del Nu´mero de Reg´ımenes: Pa´ıses en Desarrollo, Control Instituciones

Tests	Estad´ıstico	pvalue
Wald Test	13.9	0.052
Fisher Test	1.7	0.101
Likelihood Ratio Test	14.2	0.048

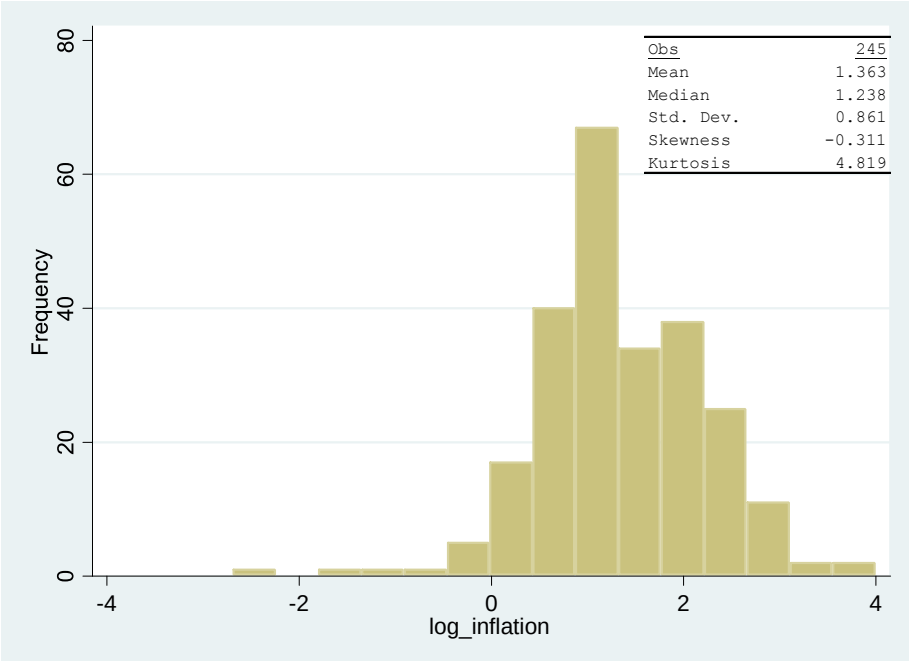
H_0: PSTR con un threshold. H_1:PSTR con al menos dos thresholds.

Figure A.1: Distribuci´on de la inflaci´on - Pa´ıses industrializados



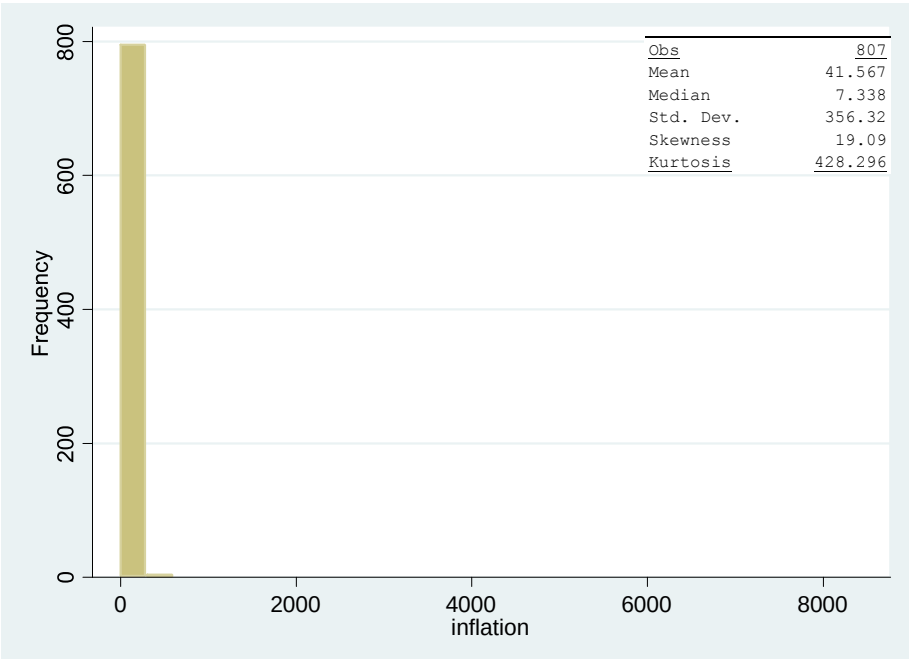
Nota: Promedios quinquenales de inflacio´n anual, en puntos porcentuales, 1955-2007. Fuente: IFS, IMF.

Figure A.2: Distribuci´on de la inflaci´on *transformada* - Pa´ıses industrializados



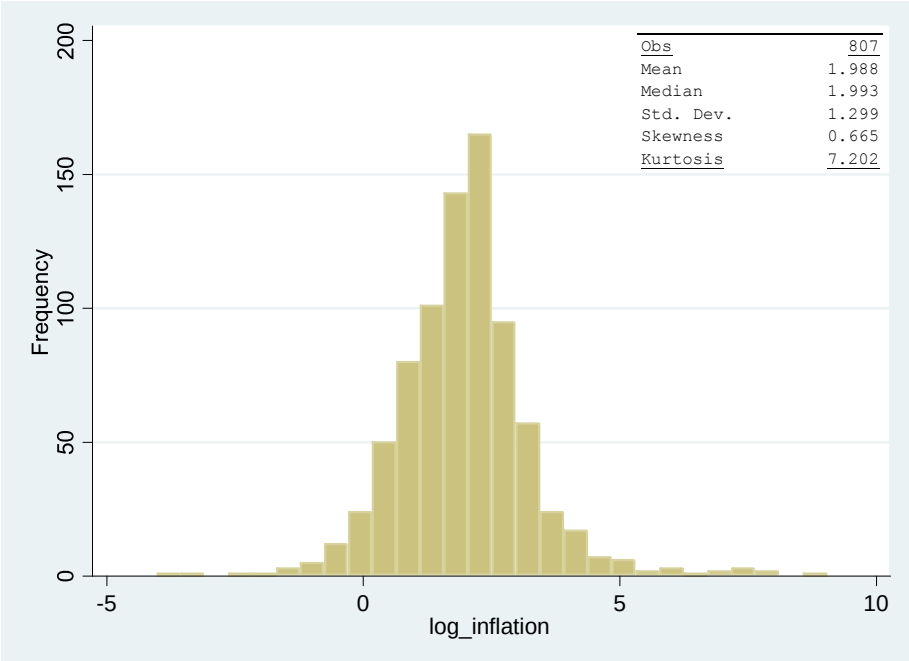
Nota: Promedios quinquenales de inflacio´n anual, luego de aplicar transformacio´n semi-logar´ıtmica, 1955-2007. Fuente: IFS, IMF.

Figure A.3: Distribuci´on de la inflaci´on - Pa´ıses no industrializados



Nota: Promedios quinquenales de inflacio´n anual, en puntos porcentuales, 1955-2007. Fuente: IFS, IMF.

Figure A.4: Distribuci´on de la inflaci´on *transformada* - Pa´ıses no industrializados



Nota: Promedios quinquenales de inflacio´n anual, luego de aplicar la transformacio´n semi-logar´ıtmica, 1955-2007. Fuente: IFS, IMF.