

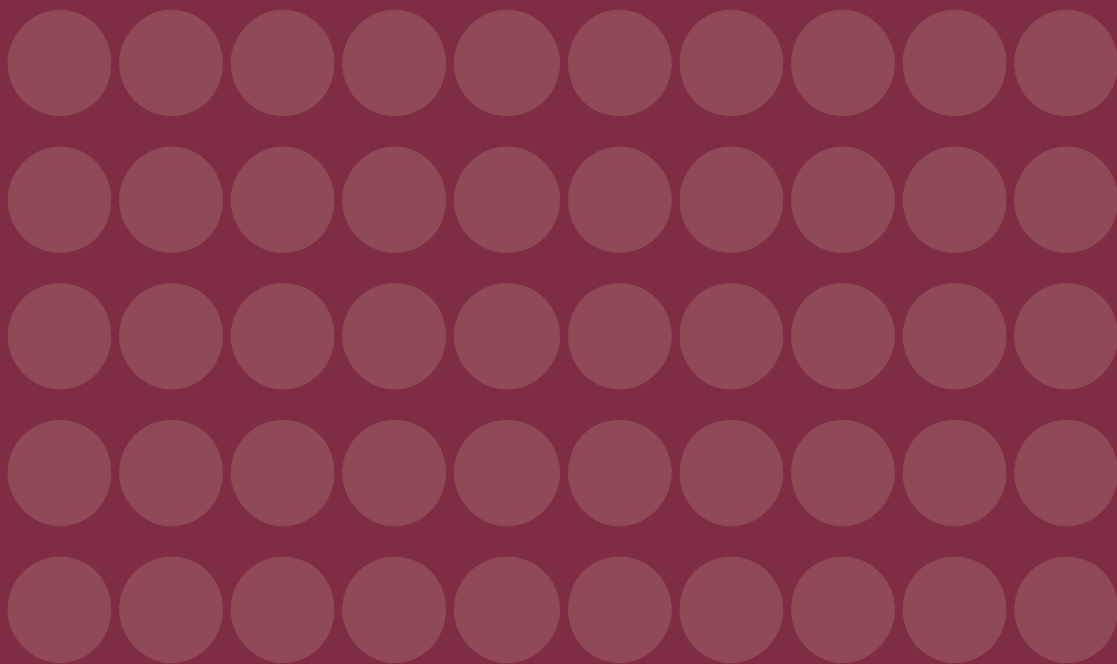


**CENTRO DE
ESTUDIOS
MONETARIOS
LATINOAMERICANOS**
Asociación Regional de Bancos Centrales

MONETARIA

Volumen XXXIV, número 2

Abril-junio de 2011



CEMLA

ASAMBLEA

Bancos Centrales Asociados (*vox et votum*)

Miembros Colaboradores (*vox*)

JUNTA DE GOBIERNO, 2011-2013

Presidente:

Banco de la República (Colombia)

Miembros:

Banco Central de la República Argentina

Central Bank of Barbados

Banco Central do Brasil

Banco Central de Reserva de El Salvador

Banco de México

Banco Central de Venezuela

COMITÉ EDITORIAL

Javier Guzmán Calafell

Director General

Luis Barbosa

Subdirector General

Fernando Sánchez Cuadros

Reuniones Técnicas de Banca Central

Ana Laura Sibaja Jiménez

Servicios de Información

MONETARIA es una publicación trimestral del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, Durango núm. 54, México, D. F., 06700. Impresa en los talleres de Master Copy, S. A. de C. V., avenida Coyoacán núm. 1450, colonia Del Valle, México D. F., 03220. 370 ejemplares. ISSN 0185-1136.

MONETARIA

VOLUMEN XXXIV, NÚMERO 2, ABRIL-JUNIO DE 2011

Rocío Elizondo

Eduardo Morales-Ramos

José Gonzalo Rangel

125 Inflación, crecimiento y bienestar social

Diego Gianelli

197 El traspaso de tasas de interés en el sistema bancario uruguayo

Lawrence Christiano

Cosmin Ilut

Roberto Motto

Massimo Rostagno

257 Política monetaria y auges del mercado bursátil

MONETARIA difunde estudios de investigadores de bancos centrales, instituciones financieras internacionales, universidades y otras instituciones; incluye temas especializados en economía y banca central, con un enfoque teórico o cuantitativo. Se publica en forma impresa y electrónica (www.cemla.org). Consultas dirigirse a: (publicaciones@cemla.org). Los trabajos firmados son responsabilidad de los autores y no coinciden necesariamente con el punto de vista del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.

Rocío Elizondo
Eduardo Morales-Ramos
José Gonzalo Rangel

Inflación, crecimiento y bienestar social

I. INTRODUCCIÓN

El análisis empírico sobre las relaciones entre la inflación y el crecimiento económico, la inflación y el desarrollo financiero, así como entre la inflación y otras medidas de bienestar social (entre ellos la desigualdad), ha sido extenso en la literatura. Sin embargo, estas relaciones sólo se han estudiado de manera separada lo que ha limitado el análisis del efecto de la inflación en el bienestar social a dimensiones particulares del mismo. Además, aunque varios estudios empíricos encuentran evidencia de relaciones negativas significativas entre la inflación y ciertas medidas de bienestar, como el crecimiento

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el estudio de R. Elizondo, E. Morales-Ramos y J. G. Rangel, funcionarios de la Dirección General de Investigación Económica, del Banco de México, presentado al Premio de Banca Central 'Rodrigo Gómez', de 2010. El contenido y las conclusiones de este trabajo, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México. Los autores agradecen a Carlos Capistrán, Daniel Chiquiar, Gabriel Cuadra, Santiago García Verdú, Manuel Ramos Francia, Daniel Sámano y Alberto Torres por sus valiosas opiniones, comentarios y sugerencias para enriquecer este trabajo. Adriana Baltazar y Gustavo Abarca colaboraron con eficiencia en este documento. Correos electrónicos: (melizondo@banxico.org.mx, emorales@banxico.org.mx, jgrangel@banxico.org.mx).

económico, otros encuentran poca evidencia de una vinculación entre estas variables, lo cual puede estar asociado tanto con el periodo de agregación como con los países que se incluyen en la muestra.¹ Este estudio tiene dos objetivos. Primero, se busca presentar evidencia empírica adicional, a partir de una muestra extensa de casos de estudio, sobre las asociaciones que existen entre la inflación y un conjunto de indicadores ligados al bienestar social, entre los que se incluyen: el crecimiento económico, el desarrollo financiero, la distribución del ingreso, el nivel de pobreza y el desarrollo humano. El segundo objetivo consiste en mostrar las relaciones que la inflación tiene con dichas variables de bienestar desde una perspectiva más amplia, al explorar en su conjunto el sentido de dichas relaciones y estudiar los efectos de la estabilidad de precios en múltiples dimensiones del bienestar social. Cabe destacar que este estudio examina las relaciones antes mencionadas a nivel internacional tomando como base una muestra que, al compararse con otros análisis resulta ser más amplia tanto en la dimensión de tiempo, como en el número de casos de estudio. Se plantea un análisis empírico simple en cuanto a la exploración a partir de asociaciones lineales entre las variables, pero al mismo tiempo se exploran comportamientos particulares para subgrupos de países con distintos niveles de desarrollo económico, así como para distintos niveles de agregación en términos de tiempo. Lo anterior nos permite distinguir efectos diferenciados entre las variables de interés por grupos y periodos.

El sistema de precios se puede ver como el mecanismo que transmite la información sobre la escasez o abundancia relativa de los bienes y servicios en la economía. Su correcto funcionamiento es crucial para el buen desempeño de la misma. En este contexto, la inflación se define como el alza generalizada del nivel de precios de bienes y servicios en la economía. Por lo anterior, la inflación tiene repercusiones sumamente importantes en la economía en general y en el sistema de

¹ Por ejemplo, mientras Barro (1995) y Motley (1994) encuentran que el nivel de inflación está negativamente correlacionado con el crecimiento (usando datos de corte transversal en las décadas de los sesenta, setenta y ochenta), McCandless y Weber (1995) encuentran que esta relación no existe y Clark (1997) sugiere que esta evidencia es sensible al periodo de agregación.

precios en particular. Cuando la inflación es elevada, estas repercusiones imponen altos costos para la sociedad, entre los que conviene recordar los siguientes:²

- La inflación constituye un impuesto regresivo que afecta más que a nadie a los que menos tienen.
- Existen altos costos para todos los que realizamos transacciones económicas por cambios frecuentes en los precios.
- A mayor inflación mayor variabilidad en los precios relativos. Esto provoca serias distorsiones e ineficiencia en la asignación de los recursos, la cual se traduce en una pérdida de competitividad de la economía.
- Al aumentar la frecuencia, la dispersión y la intensidad de las variaciones de precios es inevitable que se acorten los horizontes de planeación para todos los agentes económicos. Lo anterior inhibe las inversiones productivas y desalienta el ahorro.
- La evidencia, a lo largo de la historia y en diversas naciones, indica que los periodos de alta inflación coinciden con los de magro crecimiento económico, estancamiento y hasta retroceso de la actividad económica.

En este artículo analizamos las relaciones empíricas entre la inflación y variables económicas asociadas con el bienestar de la sociedad, incluidos el crecimiento económico, el desarrollo financiero, la distribución del ingreso (desigualdad y pobreza) y el nivel de desarrollo humano. Una primera sección examina las asociaciones entre la inflación y el crecimiento económico en tres diferentes dimensiones: la primera considera la asociación directa entre la inflación y la tasa de crecimiento económico; la segunda examina un canal adicional que se da a través del efecto que la dispersión en las variaciones de precios puede tener en el crecimiento económico; y la última se explica en términos del efecto de la inflación en la dispersión (o inestabilidad) macroeconómica. Como parte complementaria, y para explorar con más detalle algunos aspectos del mecanismo de transmisión a partir del cual el

² Ver Fischer y Modigliani (1978) para una descripción detallada de los costos de la inflación.

crecimiento inflacionario afecta el crecimiento económico, se analiza la asociación de la inflación con respecto al sistema monetario y financiero, es decir, se revisa el comportamiento conjunto del crecimiento monetario y el nivel de inflación, así como la relación del primero con el crecimiento económico. Asimismo, se examina cómo la inflación se asocia con el desarrollo financiero, medido a partir del grado de penetración financiera en una economía y cómo éste, a su vez, se correlaciona con el crecimiento económico. En una segunda sección se investigan las relaciones entre la inflación y otros indicadores económicos asociados con el bienestar social que nos permitan explorar los beneficios de la estabilidad de precios en otras dimensiones del bienestar, como son: el nivel de desigualdad en una economía, el nivel de desarrollo humano y el nivel de pobreza.

Con respecto a la primera sección, donde analizamos relaciones que se asocian, en lo general, con canales que describen los efectos de la estabilidad de precios en el crecimiento de las economías, utilizamos una muestra extensa de países que incluye economías desarrolladas y emergentes, en diversas regiones y durante un periodo de más de 50 años. Además, con el objetivo de distinguir efectos diferenciados, hacemos un análisis con submuestras que nos permiten analizar las relaciones antes mencionadas para economías avanzadas y emergentes, así como para economías con niveles bajos y altos de inflación. También exploramos estas relaciones a través del tiempo haciendo cortes por décadas. Lo anterior nos permite no sólo examinar posibles cambios en la estructura de las relaciones a través del tiempo, sino también ilustrar el comportamiento de las mismas durante episodios de especial interés económico a nivel internacional, como son aquéllos asociados con el crecimiento inflacionario a nivel mundial observado en las décadas de los setenta y ochenta, o con la *gran moderación* en las economías avanzadas que se observó desde mediados de los ochenta, o con los procesos de estabilización de las economías emergentes en los años noventa.

En términos de las diferentes dimensiones que se exploran para la relación entre el nivel de inflación y el crecimiento económico, este análisis presenta evidencia sobre los beneficios de la estabilidad de precios. Consistente con otros estudios empíricos en la literatura, encontramos que no hay relación

entre el nivel de inflación y el crecimiento económico en el largo plazo.³ Más aún, la asociación tiende a ser negativa en periodos con niveles de inflación elevada, especialmente en economías emergentes. También encontramos evidencia de que la dispersión de la inflación afecta negativamente al crecimiento económico; es decir, que una mayor variabilidad de la inflación está asociada con un menor crecimiento de la economía.⁴ Además, nuestros resultados indican que mayores niveles de inflación se asocian con una mayor incertidumbre macroeconómica; es decir, a mayor inflación mayor volatilidad del producto.⁵ Lo anterior se observa tanto a nivel agregado, como a través del tiempo en varios países.

Con respecto al sistema monetario y financiero, verificamos con la evidencia empírica que el crecimiento monetario mantiene una relación muy cercana a uno con respecto a la inflación y que la relación del primero con respecto al crecimiento económico es nula o negativa. Además, encontramos que la inflación y el desarrollo financiero se mueven en sentidos opuestos. Específicamente, a mayores niveles de inflación se observan menores niveles de penetración financiera, lo cual no contribuye a mejorar el crecimiento económico.

Con respecto a la distribución del ingreso y al nivel de desarrollo humano, encontramos evidencia de que la inflación afecta negativamente a la distribución del ingreso; en particular, una mayor inflación se asocia con una mayor desigualdad. Asimismo, nuestros resultados sugieren que el desarrollo humano también se ve negativamente afectado por un mayor nivel de inflación.⁶ Por otro lado, usando datos para América Latina, presentamos evidencia de que mayores niveles de inflación están asociados con mayores niveles de pobreza. Esto también se corrobora para el caso de México.

³ Ver, por ejemplo, Geweke (1986) y McCandless y Weber (1995).

⁴ Este resultado es consistente con Al-Marhubi (1990).

⁵ Este resultado es consistente con Dalsgaard, Elmeskov y Park (2002), quienes sugieren que entornos de baja inflación han contribuido a reducir variaciones en la brecha del producto; sin embargo, este estudio únicamente presenta evidencia para los países desarrollados de la OECD.

⁶ Estos resultados son coincidentes por los reportados por diversos autores: Cardoso (1992); Al-Marhubi (1997); Romer y Romer (1998); Martínez (1998); Dolmas *et al.* (2000); Székely (2005); Albanesi (2007); y Easterly y Fischer (2001).

Este estudio se estructura como sigue. En la siguiente sección describimos los datos y las características de la muestra total, así como de las submuestras que analizamos. La tercera sección describe los resultados empíricos para las relaciones que involucran variables de inflación, crecimiento económico, crecimiento monetario y desarrollo financiero. La sección IV presenta los resultados empíricos asociados con las relaciones que se observan entre la inflación y diversos indicadores de bienestar como son: la distribución del ingreso, el nivel de desarrollo humano y el nivel de pobreza. En la sección V presentamos las conclusiones.

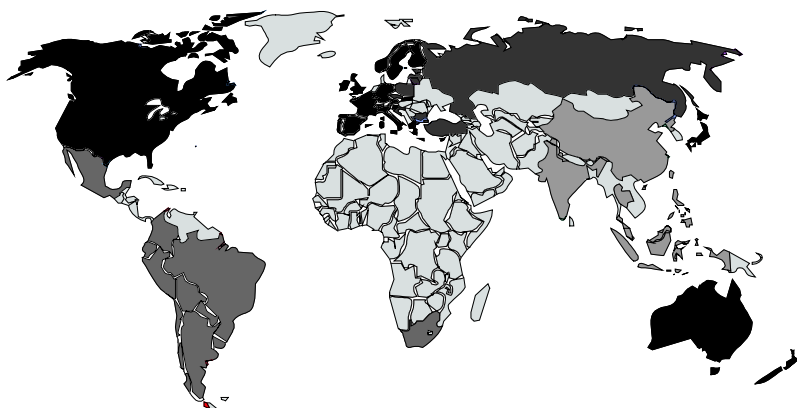
II. DATOS

Nuestro análisis está basado en una muestra de corte transversal y de series de tiempo de 53 países divididos en 22 economías avanzadas y 31 economías emergentes. Estas últimas fueron clasificadas de acuerdo con su ubicación geográfica en distintos grupos que se componen como sigue: siete economías de Asia, 10 de América Latina, 12 de Europa del Este y dos catalogadas como otras economías. En la gráfica I se presenta un mapa con los países que utilizamos en cada clasificación, así como los países específicos que integran cada grupo.⁷

Las series de tiempo incluidas en la muestra son de periodicidad anual y cubren el periodo 1949-2008; como se describe en los cuadros 1 y 2, el inicio de periodo puede variar de acuerdo a la disponibilidad de datos para cada país.

Para nuestro análisis utilizamos las siguientes variables: crecimiento del PIB real, PIB nominal, inflación, agregados monetarios M1 y M2, coeficiente de Gini, índice de desarrollo humano y pobreza. Cada una de estas variables se describe a continuación.

⁷ En el apéndice A, se muestra una lista de países con las siglas que se utilizaron en las gráficas de corte transversal.

GRÁFICA I. ECONOMÍAS INCLUIDAS POR REGIONES

■ Economías avanzadas

Alemania	Canadá	Finlandia	Italia	Noruega	Suecia
Australia	Chipre	Francia	Japón	Nueva Zelanda	Suiza
Austria	EE.UU.	Grecia	Luxemburgo	Portugal	
Bélgica	España	Irlanda	Malta	Reino Unido	

■ Economías de América Latina

Argentina	Colombia	Perú
Bolivia	Ecuador	Uruguay
Brasil	México	
Chile	Paraguay	

■ Economías de Asia

China	Indonesia
Corea	Malasia
Filipinas	Tailandia
India	

■ Economías de Europa del Este

Bulgaria	Eslovenia	Polonia
Croacia	Hungría	Rep. Checa
Estonia	Letonia	Rusia
Eslovaquia	Lituania	Turquía

■ Otras economías

Israel	Sudáfrica
--------	-----------

FUENTE: *FTSE Country Consultation Results March 2004*.

NOTA: Los países que han integrado a las economías avanzadas han variado poco con las diferentes épocas. Estados Unidos, Canadá, Japón y gran parte de los países europeos se han mantenido en este grupo desde los cincuenta. En los noventa se tenían 23 países desarrollados, en el 2004 se adicionó un país más y para el 2008 ya son 33 los países que integran las economías avanzadas, principalmente se han adicionado países de Asia. Para más detalles de que países han integrado este grupo en diferentes épocas puede consultarse el Apéndice A.

1. Producto interno bruto (PIB) real

Mide la actividad económica de un país a precios constantes, es decir, mide los cambios en la producción económica una vez realizados los ajustes por inflación. Utilizando el PIB real construimos otras variables con frecuencia anual como son: el crecimiento anual del PIB real ($\% \Delta \text{PIB}$), calculado como

CUADRO 1. AÑO INICIAL DE SERIES PARA PAÍSES DESARROLLADOS^a

<i>Países</i>	<i>PIB real</i>	<i>Inflación</i>	<i>Coefficiente Gini^b</i>	<i>Agregados monetarios (M1)</i>	<i>Agregados monetarios (M2)</i>
Alemania	1961	1992	2000		
Australia	1960	1950	1994	1975	
Austria	1965	1949	2000	1963	
Bélgica	1954	1949	2000		
Canadá	1949	1949	2000		
Chipre	1961	1951		1993	1993
EUA	1949	1949	2000	1959	1959
España	1955	1949	2000	1962	1962
Finlandia	1961	1949	2000		
Francia	1951	1950	1995	1977	1977
Grecia	1949	1949	2000		
Irlanda	1949	1949	2000		
Italia	1971	1949	2000		1974
Japón	1956	1949	1993	1955	1976
Luxemburgo	1951	1949	2000	1974	1974
Malta	1955	1949		1980	1992
Noruega	1967	1949	2000		1960
Nueva Zelanda	1955	1949	1997	1994	1994
Portugal	1978	1949	1997	1979	1979
Reino Unido	1949	1949	1999		
Suecia	1951	1949	2000	1998	1998
Suiza	1949	1949	2000	1984	1984

FUENTES: FMI, Banco Mundial y Naciones Unidas.

^a Todas las series finalizan en el 2008. ^b Se define como un coeficiente con valores entre 0 y 1: un valor bajo de este indica una distribución más igual del ingreso, mientras que uno alto indica una distribución más desigual.

la diferencia de los logaritmos, y la volatilidad del PIB real [Vol(% Δ PIB)], medida como la desviación estándar del crecimiento del PIB real con base en una ventana móvil de diez años. Para los ejercicios con datos agregados, utilizamos el promedio del crecimiento del PIB real, así como su desviación estándar, para todo el periodo muestral y para diferentes décadas.

2. Inflación

Es la variación porcentual anual del índice de precios al consumidor (IPC). Usando esta información, también se construye una medida de la volatilidad de la inflación [Vol(inf)],

CUADRO 2. AÑO INICIAL DE SERIES PARA PAÍSES EMERGENTES^a

<i>Países</i>	<i>PIB real</i>	<i>Inflación</i>	<i>Coefficiente Gini^b</i>	<i>Agregados monetarios (M1)</i>	<i>Agregados monetarios (M2)</i>
Asia					
China	1979	1988	2005	1998	1998
Corea	1954	1967	1998	1960	1960
Filipinas	1959	1950	1984		
India	1952	1950	2005		
Indonesia	1959	1958	2005	1995	1995
Malasia	1971	1950	1985	1969	1969
Tailandia	1951	1954	1981		
América Latina					
Argentina	1951	1949	1986	1998	1998
Bolivia	1969	1949	1991	1977	1977
Brasil	1964	1981	1981	1970	1970
Chile	1961	1950	1987	1985	1997
Colombia	1969	1949	1995	1955	1955
Ecuador	1966	1952	1987		
México	1949	1949	1984	1985	1985
Paraguay	1951	1949	1990	1985	1985
Perú	1951	1949	1986		
Uruguay	1956	1949	1992	1972	1972
Europa del Este					
Bulgaria	1990	1986	1989	1995	1995
Croacia	1990	1988	1988	2001	
Estonia	1994	1993	1988	1993	1993
Eslovaquia	1994	1994	1988	2003	2000
Eslovenia	1991	1993	1987	1994	1994
Hungría	1971	1973	1987	1990	1990
Letonia	1991	1992	1988	2003	2003
Lituania	1991	1993	1988	1996	1996
Polonia	1981	1971	1985	1996	1996
Rep. Checa	1994	1994	1988	2002	2002
Rusia	1996	1993	1988		1995
Turquía	1968	1954	1987	1986	1986
Otras economías					
Israel	1969	1953	2001		
Sudáfrica	1951	1955	1993	1965	1965

FUENTES: FMI, Banco Mundial y Naciones Unidas.

^a Todas las series finalizan en el 2008. ^b Se define como un coeficiente con valores entre 0 y 1: un valor bajo de este indica una distribución más igual del ingreso, mientras que uno alto indica una distribución más desigual.

la cual, para los ejercicios con frecuencia anual, se calcula como la desviación estándar de la inflación con base en una ventana móvil de diez años y, para los ejercicios con datos

más agregados, se calcula como la desviación estándar de las inflaciones anuales durante todo el periodo muestral y para diferentes décadas.

Las series de tiempo del PIB real y de la inflación de los diferentes países, las obtuvimos del *International Financial Statistics* (IFS) del Fondo Monetario Internacional (FMI).

3. Agregados monetarios

Se define como la suma del dinero en circulación dentro de una economía más el saldo vivo de determinados pasivos de las instituciones financieras, que tienen un grado alto de liquidez.

- El agregado monetario M1, en general, se mide como el dinero en circulación más los depósitos de demanda privada.
- El agregado monetario M2, se define como M1 más cuasidinero, excepto para Japón y Reino Unido, para los cuales los datos están basados en M2 más certificados de depósito (CD). Cuasidinero es esencialmente depósitos en términos privados y otros depósitos a plazos.

Las variables que se utilizan con los agregados monetarios, M1 y M2, son los crecimientos porcentuales anuales de ambas variables. Además, definimos como variable de penetración financiera al cociente del agregado M2 y el PIB en términos nominales. Los datos fueron obtenidos del Fondo Monetario Internacional.

4. Coeficiente de Gini (G)

Se define como una medida de desigualdad. Generalmente se utiliza para medir la desigualdad en los ingresos, pero puede utilizarse para medir cualquier tipo de distribución desigual. El coeficiente de Gini es un número entre 0 y 1, en donde 0 corresponde a la igualdad exacta (todos tienen los mismos ingresos) y 1 refleja la mayor desigualdad (una persona tiene todos los ingresos y los demás ninguno).

El índice de Gini es el coeficiente de Gini expresado en porcentaje. Este último es el que usaremos como medida de desigualdad. Debido a los pocos datos que existen para esta variable, el periodo de estudio que tomamos fue de 1980 a

2008. Utilizamos el promedio de este índice durante todo el periodo y por década (con excepción del periodo de 2000 a 2008 que sólo abarca ocho años). Los datos del coeficiente de Gini fueron obtenidos del Banco Mundial.

5. Índice de desarrollo humano (IDH)

Se basa en un indicador social estadístico compuesto por tres parámetros:

- Vida larga y saludable (medida según la esperanza de vida al nacer).
- Educación (medida por la tasa de alfabetización de adultos y la tasa bruta combinada de matriculación en educación primaria, secundaria y superior, así como los años de duración de la educación obligatoria).
- Nivel de vida digno (medido por el PIB per cápita en dólares).

El Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD), clasifica los países en tres grandes grupos:

- País con desarrollo humano alto ($IDH \geq 0.8$).
- País con desarrollo humano medio ($0.5 \leq IDH < 0.8$).
- País con desarrollo humano bajo ($IDH < 0.5$).

La muestra utilizada para el IDH está formada por los 53 países que se mencionan en los cuadros 1 y 2. Dicha muestra abarca el periodo 1980-2007. La periodicidad de los datos es quinquenal para el periodo 1980-2005 y anual para el periodo 2006-2007. Estos datos fueron obtenidos de la ONU, específicamente del PNUD. La variable utilizada fue el promedio muestral durante todo el periodo y por década (con excepción del periodo 2000 a 2007 que sólo abarca siete años).

6. Pobreza

La forma más usual de definir a un individuo o a un hogar como pobre es mediante una comparación de su ingreso con una cantidad monetaria, mediante la cual podría alcanzar cierto nivel de vida. A esta cantidad se le conoce como línea

de pobreza (LP), y en función de ella se clasifica a un individuo como pobre.

- Si el ingreso del individuo es menor que LP, el individuo se clasifica como pobre;
- Si el ingreso del individuo es mayor o igual que LP, el individuo se clasifica como no pobre.

Para medir la pobreza consideramos al porcentaje de la población que vive con menos de un dólar al día. La muestra utilizada para esta variable comprende desde el año 1993 hasta el 2007. Nosotros utilizamos este indicador para analizar cinco economías de América Latina: Brasil, Chile Colombia, México y Perú. La fuente es una base de datos de la Organización de las Naciones Unidas.⁸

Además, se analiza el caso particular de México, utilizando las variables de pobreza alimentaria, pobreza de patrimonio y pobreza de capacidades, para el periodo 1992-2008, con una periodicidad bianual, con excepción de los años 2004 y 2005 donde la periodicidad es anual. Los datos fueron obtenidos del Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (CONEVAL).⁹

III. INFLACIÓN Y CRECIMIENTO: EVIDENCIA EMPÍRICA

1. Relación inflación-crecimiento del PIB real

La evidencia empírica ha encontrado resultados que apuntan, en algunos casos, hacia una asociación negativa entre el nivel de inflación y la tasa real de crecimiento económico y en otros casos, hacia una relación nula. Por ejemplo, usando datos para distintos países, Barro (1995) y Fischer (1993) encuentran

⁸ United Nations, Millenium Development Goals.

⁹ Pobreza alimentaria: incluye los hogares cuyo ingreso es insuficiente para cubrir las necesidades de alimentación de sus miembros, establecidas con base en el costo de la canasta normativa alimentaria. Pobreza de capacidades: incluye los hogares en pobreza alimentaria más aquellos cuyos miembros tienen acceso limitado a servicios de educación y salud. Pobreza de patrimonio: incluye los hogares en pobreza de capacidades más aquellos cuyo ingreso tampoco alcanza a cubrir el consumo básico en vestido, calzado, vivienda y transporte público.

una relación negativa significativa entre la inflación y el crecimiento económico. Sin embargo, Levine y Zervos (1993) y Clark (1997) encuentran que no hay relación y que la evidencia anterior puede ser sensible a observaciones atípicas en la muestra (*outliers*). En este sentido, McCandless y Weber (1995) también sugieren que la tasa de inflación y el crecimiento económico no están correlacionados. En otro estudio importante, Sarel (1996) encuentra dos casos relevantes: *i*) para niveles de inflación mayores al 8%, la relación entre la inflación y el crecimiento es negativa, y *ii*) para niveles de inflación menores al 8%, no hay una relación estadísticamente significativa. Estos resultados sugieren la existencia de no-linealidades o cambios estructurales en la relación inflación-crecimiento tanto en términos del nivel como en el grado de desarrollo de los países. En cuanto a la evidencia de la relación a través del tiempo, Geweke (1986) encuentra que para Estados Unidos no hay relación entre el crecimiento monetario y el crecimiento económico. Judson y Orphanides (1999) analizan la evidencia a través del tiempo y entre países (usando datos de panel) y encuentran que tanto el nivel como la dispersión de la inflación afectan negativamente el crecimiento económico. Este resultado es robusto a la inclusión de ambas variables en la regresión estimada.

Entre los efectos reales más importantes que tiene la inflación en el crecimiento económico se pueden mencionar los siguientes:

- En periodos de inflación elevada, el costo de mantener dinero en efectivo e instrumentos financieros que no generan intereses aumenta. Ante ello, las empresas y los individuos destinan más recursos humanos y materiales a la administración de sus recursos financieros para evitar que la inflación reduzca el valor real de estos. Es decir, recursos que podrían ser utilizados en la producción de bienes y servicios, se destinan a la administración de la posición financiera de las empresas y de los individuos. Lo anterior afecta adversamente la actividad económica del país.
- En episodios de inflación alta, las empresas se ven en la necesidad de ajustar sus precios con mayor frecuencia e intensidad. Por ejemplo, tiendas departamentales y de auto-servicio tienen que reetiquetar sus precios a intervalos más

cortos de tiempo. Los mayores recursos empleados en ajustar precios representan un costo para las empresas y afectan negativamente a sus actividades productivas.

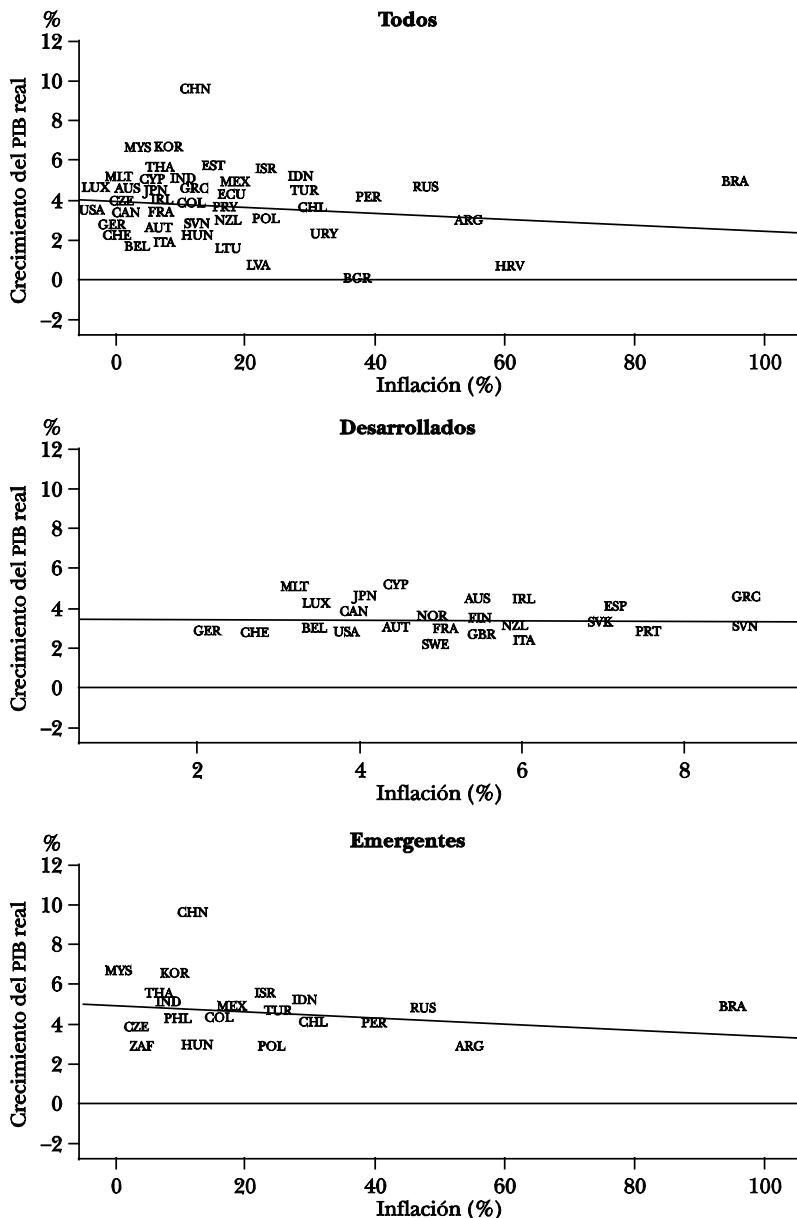
- Al aumentar la frecuencia, la intensidad y la dispersión de los ajustes en los precios, es natural que se acorten los horizontes de planeación de las empresas y de los individuos. Lo anterior tiene un impacto adverso sobre las inversiones productivas, ya que estas por lo general son a mediano y largo plazo. De igual manera se ven negativamente afectadas las decisiones de ahorro de los agentes económicos.
- Inflaciones elevadas también inhiben el desarrollo de instrumentos financieros de largo plazo, los cuales pudieran usarse para captar ahorros del público y financiar proyectos de inversión. Ante la ausencia de mercados financieros profundos y desarrollados se dificulta la realización de inversiones productivas y consecuentemente es menor el crecimiento de la economía.

Para considerar los efectos anteriores, nuestro estudio empírico examina la asociación lineal entre la inflación y el crecimiento del PIB real para diferentes niveles de agregación (en términos de periodos de tiempo) para diferentes grupos de países y para distintos niveles de inflación. Lo anterior nos permite examinar esta relación, tanto en el corte transversal como en su evolución a través del tiempo. Empezamos con una exploración de la relación a nivel agregado durante todo el periodo de la muestra. Se estiman regresiones lineales del crecimiento promedio del PIB real en los niveles promedio de inflación.¹⁰ Los promedios se calculan para cada país durante el periodo muestral:

$$(1) \quad \% \Delta PIB_i = \alpha + \beta Inf_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, N,$$

De esta manera, las regresiones agregadas aglomeran la información entre países y a través del tiempo. Estas regresiones se estiman para tres grupos. El primero incluye todos los países que aparecen en los cuadros 1 y 2. El segundo incluye al

¹⁰ Para mayores detalles sobre la definición de estas variables ver la sección II.

GRÁFICA II. RELACIÓN INFLACIÓN-CRECIMIENTO DEL PIB REAL PARA DIFERENTES GRUPOS EN EL PERÍODO 1950-2008^a

FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>).

^a Se presenta la asociación y el ajuste lineal entre la inflación y el crecimiento del PIB real. La inflación anual se basa en el índice de precios al consumidor. El crecimiento anual del PIB se mide en términos reales. Cada observación corresponde al promedio de todo el periodo muestral.

grupo de países desarrollados, de acuerdo con la clasificación del cuadro 1, y el tercer grupo está formado por los países emergentes que se mencionan en el cuadro 2.¹¹ Las estimaciones y las rectas ajustadas se muestran en el primer renglón del cuadro 3 y en la gráfica II, respectivamente. El cuadro muestra las betas asociadas con las regresiones que se describen en la ecuación (1), junto con sus errores estándar. Como se puede observar, ninguna de estas regresiones es estadísticamente significativa, lo cual sugiere que no hay relación a nivel agregado entre la inflación y el crecimiento económico para ninguno de los grupos analizados.

CUADRO 3. INFLACIÓN-CRECIMIENTO DEL PIB REAL^a

<i>Periodo total</i>	<i>Todos</i>	<i>Desarrollados</i>	<i>Emergentes</i>	<i>Emergentes con inflación > 10%</i>
1950-2008	-2.247 (1.811)	-0.073 (0.474)	-3.539 (4.657)	3.767 (7.959)
<i>Décadas</i>				
1960-1970	-2.616 ^b (1.401)	0.005 (0.19)	-3.464 (3.11)	
1970-1980	-1.534 (1.181)	-0.101 (0.373)	-4.976 ^b (2.438)	-7.146 ^c (2.685)
1980-1990	-10.76 ^c (2.779)	-1.7 ^c (0.742)	-12.63 ^c (3.941)	-17.242 ^b (9.118)
1990-2000	-4.665 ^c (1.427)	-0.373 (0.401)	-8.399 ^b (4.038)	-9.126 (6.187)

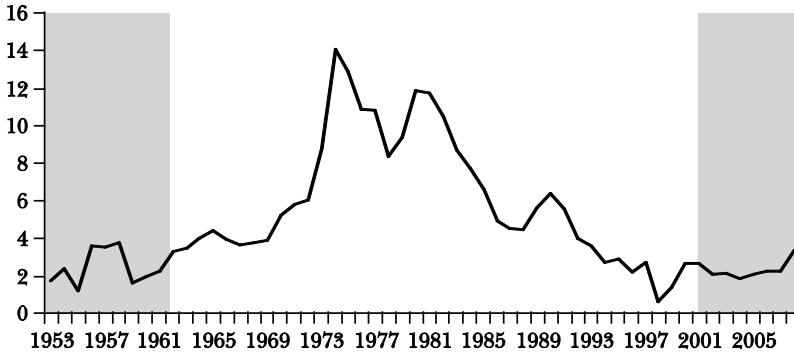
^a Los espacios vacíos corresponden a décadas en donde la muestra es menor a 10 observaciones. ^b Denota significancia estadística al 10%. ^c Denota significancia estadística al 5%. Se reportan los errores estándar entre paréntesis.

Para incorporar posibles variaciones en el tiempo de esta relación, estimamos también regresiones que toman los valores promedio para ciertos periodos que se caracterizan por altos movimientos inflacionarios a nivel global. Por ejemplo, las gráficas III y IV ilustran las series de tiempo del promedio de las inflaciones anuales de los países desarrollados y emergentes

¹¹ La clasificación de países desarrollados y emergentes se presenta en los cuadros 1 y 2.

en la muestra. Esta inflación global muestra importantes movimientos desde principios de los sesenta hasta finales de los noventa. Dentro de estos cuarenta años, encontramos periodos de particular interés, como son: los años sesenta, que se caracterizaron por tasas de crecimiento real (a nivel mundial) relativamente altas; las décadas de los setenta y ochenta, que se caracterizan por un alto crecimiento inflacionario a nivel mundial; el periodo de la *gran moderación* en las economías avanzadas, que se observó desde mediados de los ochenta; y los periodos de estabilización de las economías emergentes en los años noventa. Para estudiar la relación inflación-crecimiento durante dichos periodos, examinamos el comportamiento de esta utilizando datos promedio por décadas; es decir, estimamos la ecuación (1) usando submuestras de diez años que abarcan los cuarenta años antes mencionados. Cabe señalar que este ejercicio por submuestras también nos permite distinguir posibles cambios estructurales en la relación de largo plazo entre las variables. Los resultados se presentan en el segundo panel del cuadro 3 y las gráficas correspondientes se muestran en la gráfica B.I del apéndice B. Es importante señalar que únicamente se presentan resultados para regresiones que incluyen más de diez observaciones. Esta evidencia indica que, por décadas, la relación inflación-crecimiento tiende a ser negativa y estadísticamente significativa para el grupo de todos los países durante los sesenta, ochenta y noventa. Llama la atención el caso de los sesenta, ya que es en esta década cuando se empieza a notar un crecimiento importante en los niveles de inflación a nivel global (ver gráficas III y IV). La relación es negativa, pero no significativa en los setenta. Por su parte, al examinar los resultados por grupos, observamos que para los países desarrollados la relación tiende a ser nula (ver gráfica B.I). Únicamente es negativa y significativa en la década de los ochenta. Por el contrario, al explorar los resultados para el grupo de países emergentes por décadas la evidencia es mucho más marcada hacia una relación inflación-crecimiento negativa. En efecto, para este grupo encontramos efectos negativos significativos para las décadas de los setenta, ochenta y noventa, que incluyen tanto los años de las altas inflaciones como el periodo de estabilización observado en los noventa.

GRÁFICA III. INFLACIÓN ANUAL, 1953-2007^a (%), promedio entre países desarrollados)

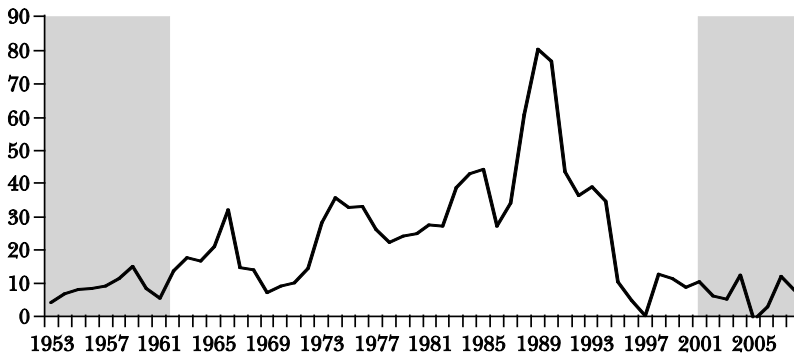


FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>).

^a Inflación anual se basa en el índice de precios al consumidor. Se consideran los promedios de la inflación anual de 24 países desarrollados para cada año muestral. Las áreas sombreadas indican períodos de baja inflación.

Con el objetivo de examinar con más detalle las diferencias en la relación inflación-crecimiento para niveles bajos de inflación, con respecto a niveles moderados-altos, estimamos regresiones por décadas para los países emergentes con niveles promedio de inflación de dos dígitos. Nos enfocamos en los países emergentes debido a que los países desarrollados mostraron un número muy reducido de observaciones para inflaciones de dos dígitos, especialmente en las décadas recientes.

GRÁFICA IV. INFLACIÓN ANUAL, 1953-2007^a (%), promedio entre países emergentes)



FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>).

^a Inflación anual se basa en el índice de precios al consumidor. Se consideran los promedios de la inflación anual de 29 países emergentes para cada año muestral. Las áreas sombreadas indican períodos de baja inflación.

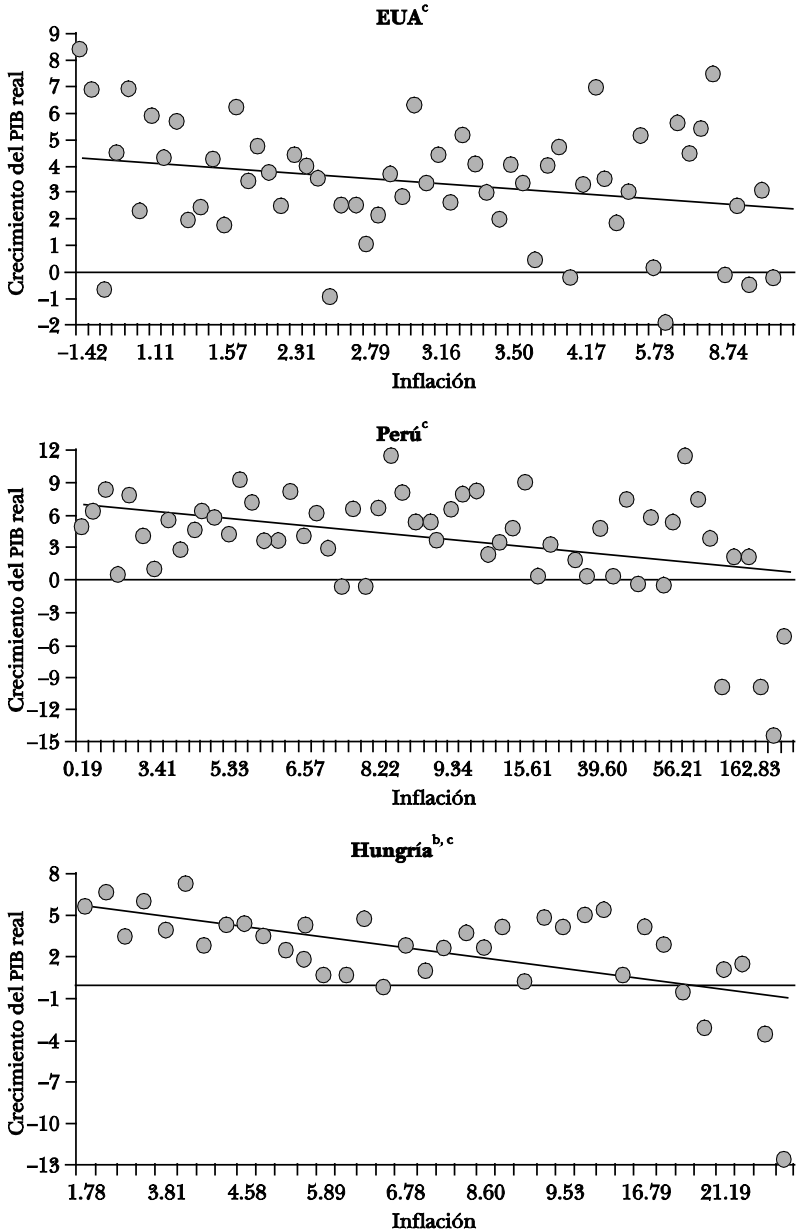
Los resultados se presentan en la última columna del cuadro 3 y en la gráfica B.II del apéndice B. Se observa que las relaciones son negativas, en general, para todos los periodos. En particular, éstas son significativas en las décadas de los setenta y ochenta. La magnitud de los coeficientes sugiere que la asociación negativa entre la inflación y el crecimiento del PIB real es más fuerte en el grupo de países emergentes con niveles de inflación mayores a dos dígitos.

La gráfica V presenta algunos ejemplos de la relación inflación-crecimiento en series de tiempo, con datos anuales, para un conjunto de países desarrollados y emergentes. Dentro de los países desarrollados, se presentan los casos de Estados Unidos y el Reino Unido. Los casos de países emergentes incluyen Hungría, México, Perú y Sudáfrica. En estos ejemplos, los niveles de inflación están ordenados de manera ascendente y se grafican con respecto al crecimiento anual del PIB real. Las gráficas ilustran la relación negativa entre inflación-crecimiento para este grupo de países y los resultados son estadísticamente significativos al 5%. Estos ejemplos son consistentes con la evidencia por grupos de países que presentamos anteriormente.

2. Relación volatilidad de inflación-crecimiento del PIB real

Existen muy pocos estudios que se enfocan en la relación volatilidad de la inflación-crecimiento económico. Esto obedece a la alta colinealidad que existe entre el nivel de inflación y su volatilidad (ver gráficas VI y VII), por lo que los análisis empíricos han optado por centrarse en el efecto de la inflación en el crecimiento económico. Una excepción importante es el estudio de Judson y Orphanides (1999), quienes encuentran que tanto el nivel como la dispersión de la inflación afectan negativamente el crecimiento económico. Usando evidencia de corte transversal y de series de tiempo (datos de panel), su estudio muestra que estos efectos son robustos a especificaciones que incluyen simultáneamente el nivel de inflación y su volatilidad. Es decir, los problemas de multicolinealidad que típicamente se observan en regresiones de corte transversal que utilizan ambas variables, se disipan al utilizar la evidencia de datos de panel. Otro estudio que

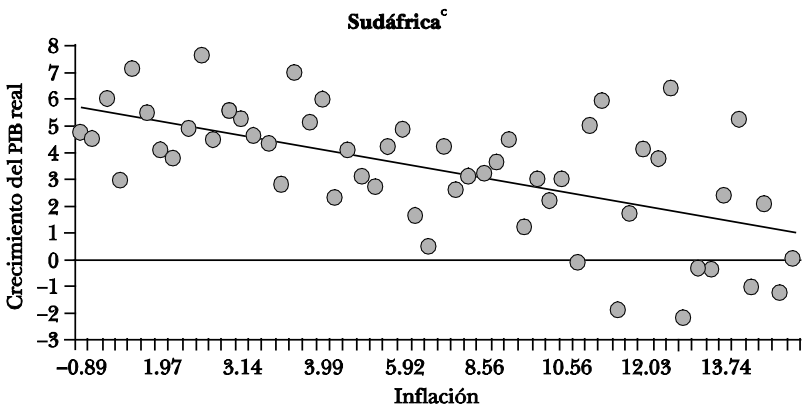
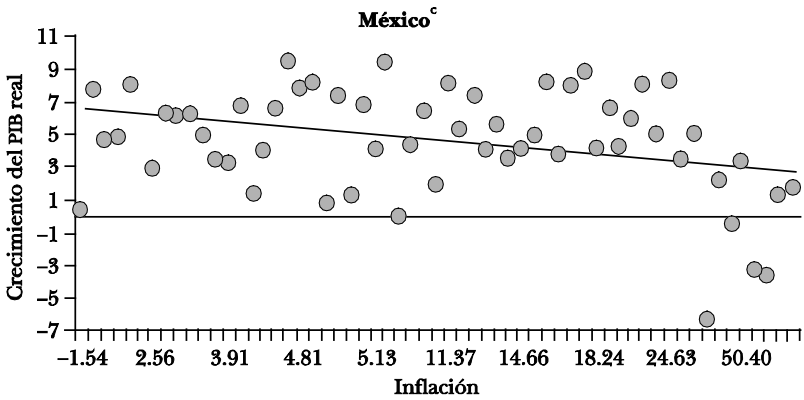
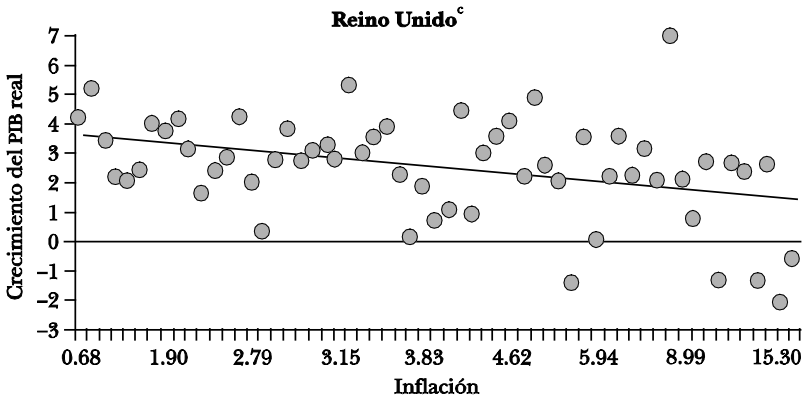
GRÁFICA V. RELACIÓN INFLACIÓN-CRECIMIENTO DEL PIB REAL: RELACIONES



FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>).

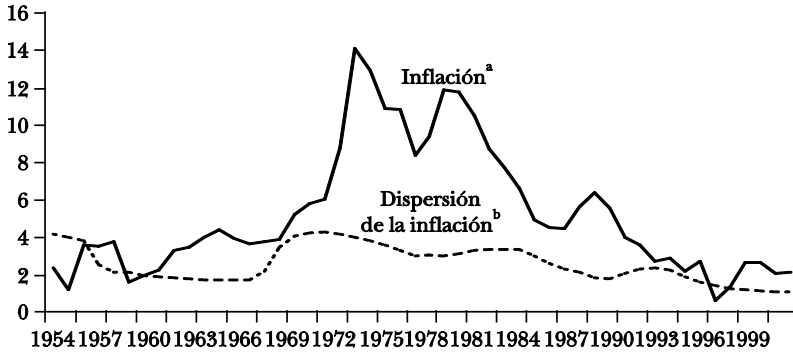
^a Se presenta la asociación y el ajuste lineal entre la inflación y el crecimiento del PIB ordenados en forma ascendente con respecto al nivel de inflación. La inflación anual se términos reales ^b Incluye datos a partir de 1974. ^c Significativo al 5%.

CON DATOS ANUALES (1950-2008) ORDENADOS POR NIVEL DE INFLACIÓN^a



real, con respecto a las series de tiempo de los países mostrados. Los datos fueron basa en el índice de precios al consumidor. El crecimiento anual del PIB se mide en

GRÁFICA VI. INFLACIÓN Y VOLATILIDAD DE LA INFLACIÓN, 1954-2002 (% , promedio entre países desarrollados)



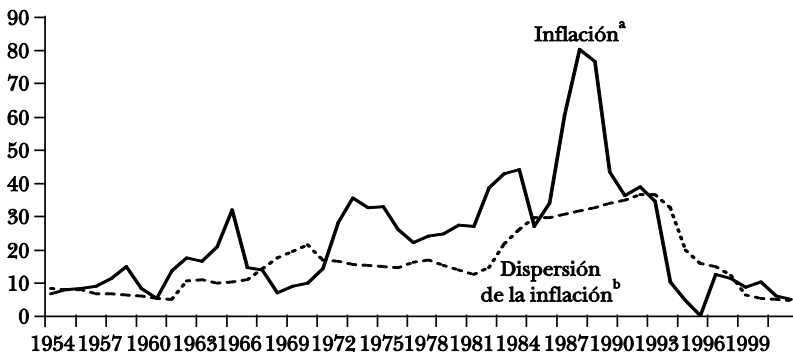
FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>).

^a La inflación anual se basa en el índice de precios al consumidor. ^b La dispersión de la inflación de cada país se calcula como la desviación estándar de la inflación con base en una ventana móvil de cinco años hacia adelante y cinco años hacia atrás. Se grafica el promedio entre países de esta dispersión para cada año.

se enfoca en el efecto de la volatilidad de la inflación en el crecimiento económico es Al-Marhubi (1990), quien presenta evidencia acerca de que una alta dispersión en la inflación se asocia con un bajo crecimiento económico.

En adición al efecto del nivel de inflación, es importante resaltar la intuición económica sobre la importancia de la

GRÁFICA VII. INFLACIÓN Y VOLATILIDAD DE LA INFLACIÓN, 1954-2002 (% , promedio entre países emergentes)



FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>).

^a La inflación anual se basa en el índice de precios al consumidor. ^b La dispersión de la inflación de cada país se calcula como la desviación estándar de la inflación con base en una ventana móvil de cinco años hacia adelante y cinco años hacia atrás. Se grafica el promedio entre países de esta dispersión para cada año.

volatilidad (o incertidumbre) de la inflación para el crecimiento económico. En este sentido, cabe mencionar que la mayor frecuencia, magnitud y dispersión de los cambios en los precios que las empresas realizan en épocas inflacionarias contribuye a generar una mayor incertidumbre sobre los precios futuros de los bienes y servicios. Además, esta incertidumbre afecta negativamente las decisiones de largo plazo de los agentes económicos. Por ejemplo, tiende a complicar la evaluación de proyectos de inversión, ya que hace difícil la estimación de los precios y costos futuros asociados con dichos proyectos. Lo anterior, desalienta la inversión y con ello la acumulación de capital físico y humano, afectándose negativamente la capacidad productiva de la economía. Asimismo, esta incertidumbre puede provocar un cambio en los patrones de acumulación de activos y un incremento en los costos de transacción por la realización frecuente de contratos de corto plazo (ver Fischer y Modigliani, 1978). Así, la mayor incertidumbre que se genera al pasar de un entorno de inflación baja a uno de inflación elevada, tiende a incrementar las tasas reales de interés de mediano y largo plazo, ya que aumenta la prima por riesgo inflacionario. Es decir, las mayores tasas reales de interés también contribuyen a desalentar la realización de proyectos de inversión. Por lo tanto, el entorno de mayor incertidumbre que enfrentan los agentes económicos, hace que sea aún más difícil para ellos distinguir cambios en los precios relativos de aumentos en el nivel general de precios. Lo anterior propicia que las decisiones que toman los individuos y las empresas no necesariamente sean las óptimas y que se genere una asignación ineficiente de los recursos escasos de la economía. Este tipo de efectos hacen empíricamente relevante un análisis de la relación volatilidad de la inflación-crecimiento por países. Al igual que en la subsección anterior, nuestro estudio empírico examina esta relación para diferentes niveles de agregación y para diferentes grupos de países. Para ello, se estiman regresiones lineales del crecimiento promedio del PIB real en las volatilidades de la inflación de cada país. La especificación se plantea como sigue:

$$(2) \quad \% \Delta \text{PIB}_i = \alpha + \beta \text{Vol}(\text{Inf})_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, N,$$

donde la volatilidad de la inflación se mide como la desviación estándar de las inflaciones anuales de cada país durante el periodo que se examina y el crecimiento económico se calcula como el promedio de las tasas anuales de crecimiento del PIB real durante dicho periodo.¹²

Las regresiones agregadas aglomeran la información entre países durante el periodo de estudio. Estas regresiones se estiman para los cinco grupos mencionados anteriormente considerando el periodo muestral completo y tomando algunas submuestras por décadas. Con respecto al periodo completo, los resultados del cuadro 4, que se ilustran en la gráfica VIII, sugieren una relación negativa entre la volatilidad de la inflación y el crecimiento del PIB real para el grupo que aglomera a todos los países.¹³ La relación no es significativa para los subgrupos. Al analizar los periodos por décadas (ver segundo panel del cuadro 4 y la gráfica B.III del apéndice B), observamos que la relación es en general negativa y significativa en los sesenta, ochenta y noventa, para el grupo de todos

CUADRO 4. DISPERSIÓN DE LA INFLACIÓN-CRECIMIENTO DEL PIB REAL^a

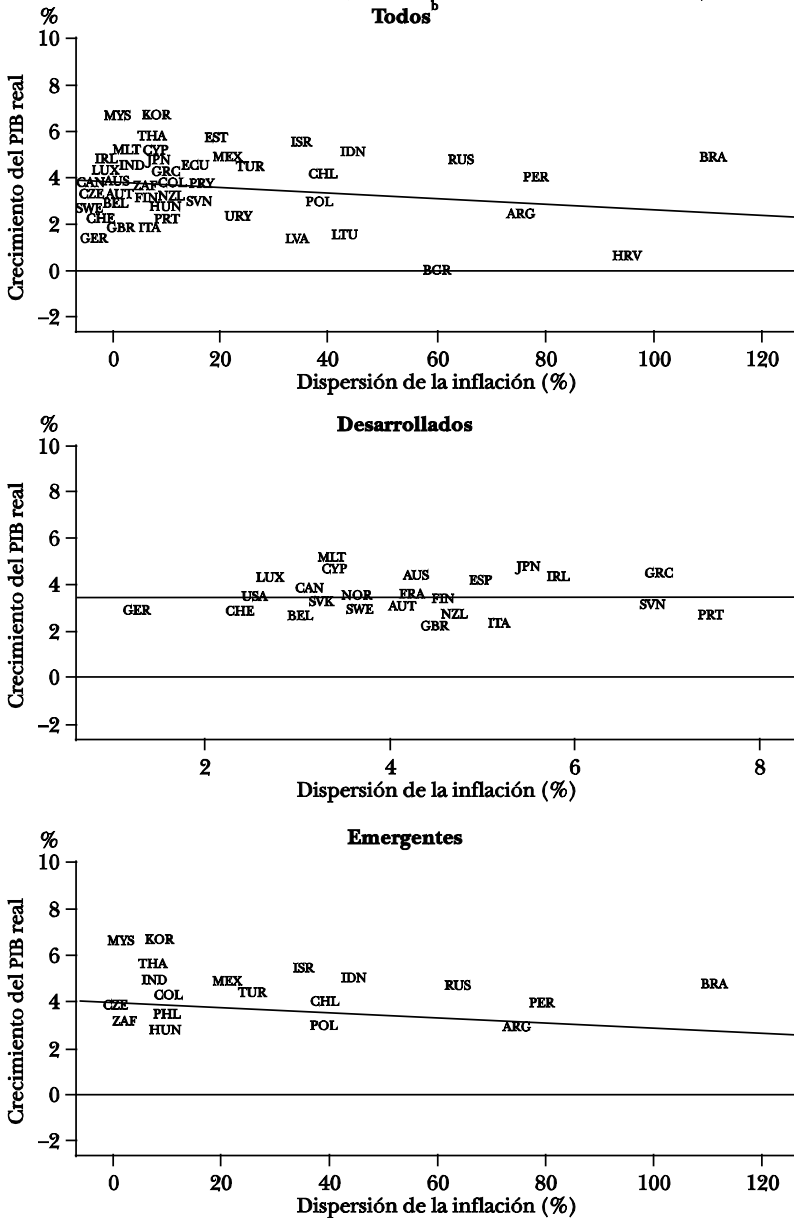
<i>Periodo total</i>	<i>Todos</i>	<i>Desarrollados</i>	<i>Emergentes</i>	<i>Emergentes con inflación > 10%</i>
1950-2008	-4.588 ^b (2.664)	0.02 (0.405)	-5.328 (6.374)	3.593 (10.79)
Décadas				
1960-1970	-0.044 ^b (0.024)	-0.051 (0.634)	-0.036 (0.032)	
1970-1980	-0.033 (0.03)	0.156 (0.258)	-0.072 ^c (0.032)	-0.089 ^c (0.031)
1980-1990	-0.029 ^c (0.008)	0.047 (0.194)	-0.046 ^c (0.014)	-0.028 ^c (0.01)
1990-2000	-0.029 ^c (0.01)	0.065 (0.156)	-0.014 (0.01)	-0.009 (0.011)

^a Los espacios vacíos corresponden a décadas en donde la muestra es menor a 10 observaciones. ^b Denota significancia estadística al 10%. ^c Denota significancia estadística al 5%. Se reportan los errores estándar entre paréntesis.

¹² La definición detallada de estas variables se presenta en la sección II.

¹³ El cuadro 4 muestra las betas y los errores estándar asociados con las regresiones que se describen en la ecuación (2).

GRÁFICA VIII. RELACIÓN VOLATILIDAD DE LA INFLACIÓN-CRECIMIENTO DEL PIB REAL PARA DIFERENTES GRUPOS EN EL PERIODO 1950-2008^a



FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>).

^a Se presenta la asociación y el ajuste lineal entre la dispersión de la inflación y el crecimiento del PIB real. La dispersión de la inflación de cada país se calcula como la desviación estándar de la inflación con base en una ventana móvil de diez años hacia atrás. El crecimiento anual del PIB se mide en términos reales. Cada observación corresponde al promedio de todo el periodo muestral. ^b Significativo al 10%.

los países. Por su parte, para el grupo de países desarrollados, la relación no es significativa en ninguno de los periodos analizados. En contraste, para el grupo de países emergentes la relación entre la volatilidad de la inflación y el crecimiento económico siempre muestra una tendencia negativa, aunque el efecto es significativo únicamente en los setenta y ochenta, que son los periodos de altas inflaciones a nivel global. Al hacer los cortes por niveles de inflación para los países emergentes, la última columna del cuadro 4 muestra los resultados para los casos que tuvieron más de diez observaciones. Aquí se observa nuevamente una relación negativa que es significativa en los setenta y los ochenta para el grupo de países emergentes con inflaciones promedio de dos dígitos (ver gráfica B.IV en el apéndice B).

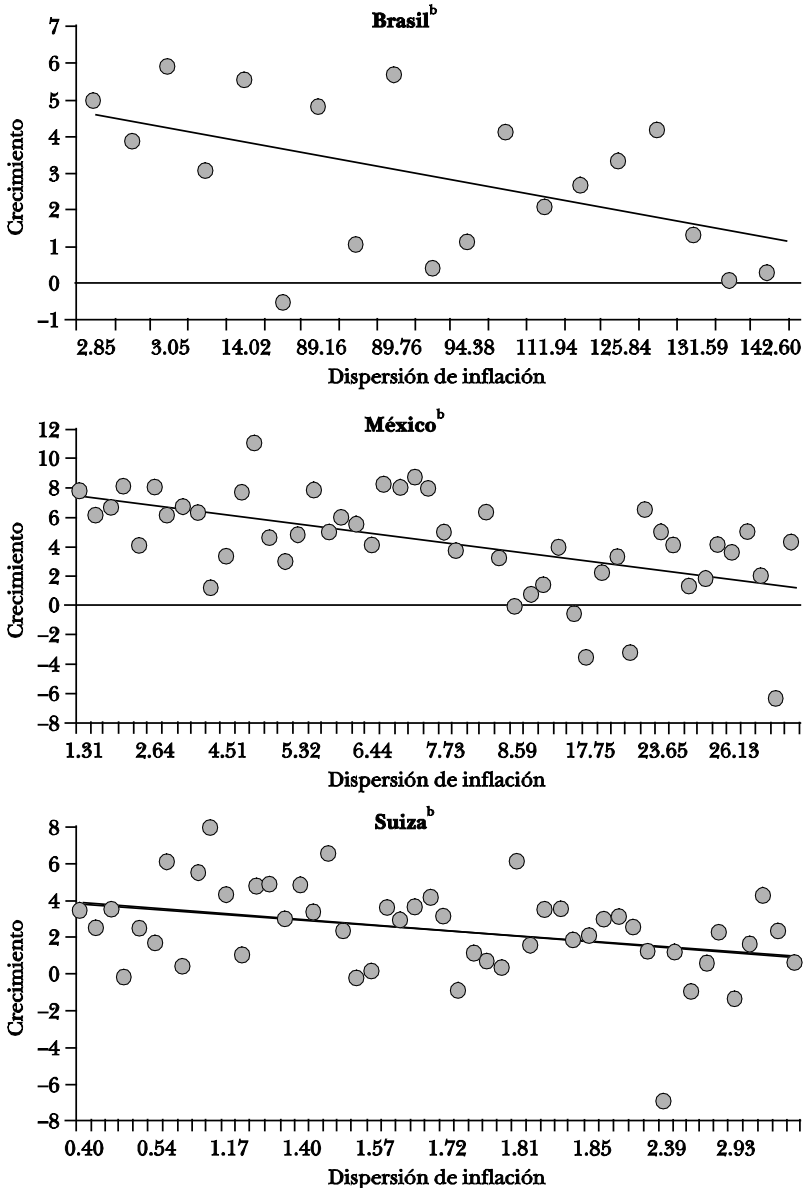
La gráfica IX presenta algunos ejemplos de la relación volatilidad de la inflación-crecimiento en series de tiempo para tres países, uno desarrollado (Suiza) y dos emergentes (Brasil y México). En estas gráficas se ordenan los niveles de la volatilidad anual de la inflación de estos países, de manera ascendente, y se grafican con respecto al crecimiento anual del PIB real. Como se mencionó en la sección II, las volatilidades anuales se calculan como la desviación estándar de las inflaciones anuales considerando una ventana móvil de 10 años. Consistente con la evidencia por grupos, estos ejemplos ilustran una relación claramente negativa y significativa.

3. Relación inflación-volatilidad del crecimiento del PIB real

La asociación entre volatilidad del crecimiento y el nivel de inflación se ha analizado principalmente en el contexto de la fuerte disminución de la volatilidad macroeconómica en Estados Unidos durante los ochenta y noventa. Este periodo ha sido etiquetado como el periodo de *gran moderación* y se ha observado también en otras economías desarrolladas.¹⁴ Dentro de las explicaciones que se han dado en la literatura sobre este fenómeno, se encuentra la implementación de una mejor política monetaria basada en acciones más fuertes para reducir y estabilizar tanto la inflación actual como la inflación

¹⁴ Ver Summers (2005).

GRÁFICA IX. RELACIÓN VOLATILIDAD DE LA INFLACIÓN-CRECIMIENTO DEL PIB REAL: RELACIONES CON DATOS ANUALES (1950-2008) ORDENADOS POR NIVEL DE VOLATILIDAD DE LA INFLACIÓN^a



FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>).

^a Se presenta la asociación y el ajuste lineal entre la inflación y el crecimiento del PIB real, con respecto a las series de tiempo de los países mostrados. Los datos fueron ordenados en forma ascendente con respecto al nivel de inflación. La inflación anual se basa en el índice de precios al consumidor. El crecimiento anual del PIB se mide en términos reales. ^b Significativo al 5%.

esperada (Clarida, Gali y Gertler, 2000). Más aún, en un contexto más amplio que incluye a los países emergentes, Cecchetti, Flores-Lagunes y Krause (2006) sugieren que una mejor política monetaria, asociada entre otras cosas con establecer metas de inflación y contar con bancos centrales independientes, fue un factor importante para la disminución de la volatilidad macroeconómica en los noventa. Por su parte, Lee (1999) no encuentra una relación significativa entre el nivel de inflación y la volatilidad del crecimiento en Estados Unidos durante el periodo 1960-1997.

En cuanto a las razones económicas del por qué altos niveles de inflación pueden afectar la volatilidad del producto en una economía, podemos mencionar que un crecimiento frecuente en el nivel general de precios les hace más difícil a los consumidores suavizar su patrón de consumo y planear decisiones de inversión, ya que altos niveles de inflación generan distorsiones en la interpretación de la situación económica que a su vez se asocian con mediciones incorrectas del ingreso y el ahorro. Asimismo, pueden existir efectos reales de los esfuerzos gubernamentales por reducir los síntomas inflacionarios. Por ejemplo, los controles de precios y de tasas de interés, pueden afectar decisiones de inversión y ahorro (ver Fischer y Modigliani, 1978). Este tipo de efectos hacen empíricamente relevante un análisis de la relación inflación-volatilidad del crecimiento por países. Al igual que en los ejercicios anteriores, nuestro estudio empírico examina esta relación para diferentes niveles de agregación, para diferentes grupos de países y para distintos niveles de inflación. Lo anterior, tanto en el corte transversal como en su evolución a través del tiempo. Para ello, se estiman regresiones lineales de la volatilidad del crecimiento del PIB real en el nivel de inflación promedio para cada país. La especificación se plantea:

$$(3) \quad Vol(\% \Delta PIB_i) = \alpha + \beta Inf_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, N,$$

donde la volatilidad del crecimiento del PIB real se mide como la desviación estándar de las tasas de crecimiento anual de cada país durante el periodo que se examina y la inflación se calcula como el promedio de las inflaciones anuales durante dicho periodo.

Al igual que en las secciones anteriores, estas regresiones se

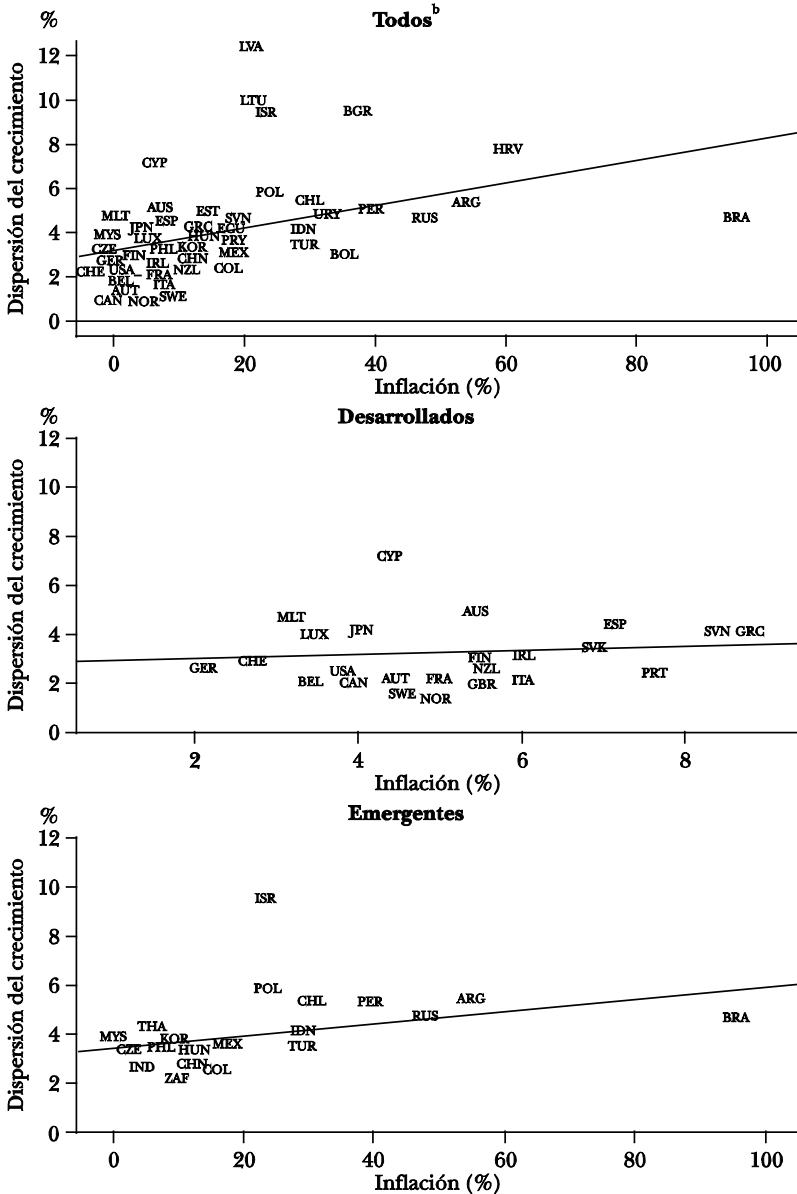
estiman para tres grupos a nivel agregado y para distintos subperiodos. Los resultados se presentan en el cuadro 5, que muestra las betas asociadas con las regresiones que se describen en la ecuación (3). Para los datos agregados durante todo el periodo de la muestra y para el grupo que incluye a todos los países, encontramos una relación positiva y significativa entre la volatilidad del producto y el nivel de inflación (ver gráfica X). Cuando separamos por grupos de países desarrollados y emergentes, las relaciones no son significativas. Al igual que en las subsecciones anteriores, el cuadro 5 también presenta los resultados de esta relación por décadas. En estos ejercicios encontramos que la relación es positiva y significativa para el grupo de todos los países desde la década de los ochenta hasta el último periodo. A nivel de subgrupos, encontramos que la relación también es positiva y significativa (aunque al nivel del 10%) para el grupo de países emergentes en la década de los ochenta, y para el grupo de países desarrollados durante los noventa. Las gráficas correspondientes se muestran en la gráfica B.V del apéndice B. Al dividir el grupo de países emergentes en términos de sus niveles de inflación, no encontramos ninguna relación significativa. En general, de estos resultados podemos concluir que la relación entre el nivel de inflación y la volatilidad macroeconómica tiende a ser positiva a nivel agregado y que ésta es más marcada a partir de los ochenta.

Esta asociación positiva también se ilustra con datos anuales para algunos países tanto desarrollados como emergentes. Los casos de Japón e Inglaterra se incluyen como ejemplos para países desarrollados. Los casos de países emergentes incluyen Hungría, México, Perú y Sudáfrica. Estos ejemplos se presentan en la gráfica XI. Para cada país se ordenaron los niveles de inflación en orden ascendente y se graficaron con relación con la volatilidad anual del PIB real (definida en la sección II). Las rectas ajustadas tienen pendientes positivas y significativas, lo que muestra una clara tendencia ascendente en la relación inflación-volatilidad del producto en estos países.

4. Relación crecimiento monetario-inflación

La predicción central de la teoría cuantitativa del dinero nos dice que en el largo plazo, el crecimiento del dinero debería

GRÁFICA X. RELACIÓN INFLACIÓN-VOLATILIDAD DEL-CRECIMIENTO DEL PIB REAL PARA DIFERENTES GRUPOS DE PAÍSES EN EL PERIODO 1950-2008^a



CUADRO 5. INFLACIÓN-DISPERSIÓN DEL CRECIMIENTO DEL PIB^a

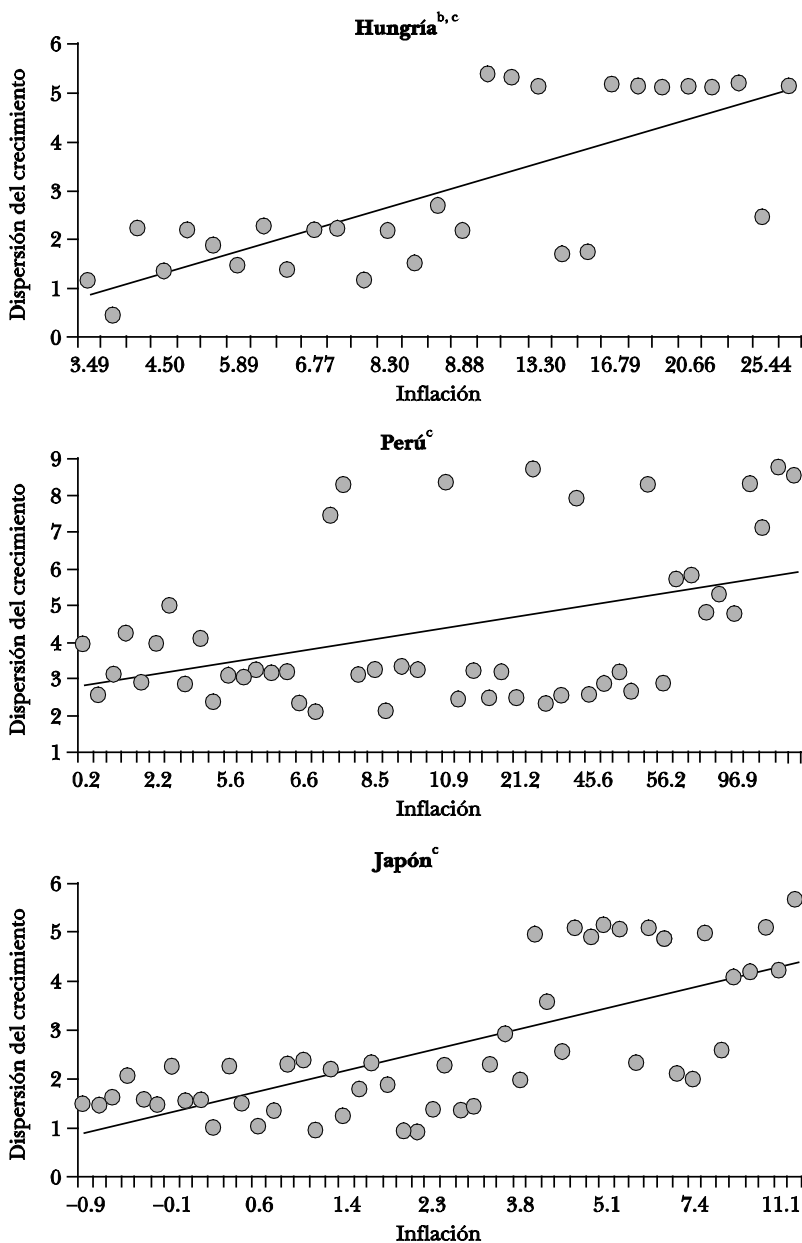
<i>Periodo total</i>	<i>Todos</i>	<i>Desarrollados</i>	<i>Emergentes</i>	<i>Emergentes con inflación > 10%</i>
1950-2008	3.179 ^b (1.032)	0.151 (0.297)	4.688 (3.285)	1.056 (4.162)
Décadas				
1960-1970	0.562 (1.481)	-0.072 (0.12)	9.438 (7.108)	-15.241 (31.419)
1970-1980	1.123 (0.833)	-0.316 (0.26)	1.663 (1.483)	1.2 (1.733)
1980-1990	10.277 ^b (2.846)	0.663 (1.194)	9.518 ^b (5.136)	5.279 (6.931)
1990-2000	4.248 ^c (1.321)	0.919 ^b (0.451)	-0.106 (5.031)	-2.093 (7.109)

^a Los espacios vacíos corresponden a décadas en donde la muestra es menor a diez observaciones. ^b Denota significancia estadística al 10%. ^c Denota significancia estadística al 5%. Se reportan los errores estándar entre paréntesis.

ser neutral con respecto a la tasa de crecimiento de la producción y que debería afectar positivamente a la inflación, en una relación uno a uno. En este sentido, la evidencia empírica ha demostrado que la tasa de crecimiento monetario y el crecimiento económico no están positivamente correlacionados. Es decir, la política monetaria no tiene ningún efecto de largo plazo en el PIB real (Fischer, 1983; Kormendi y Meguire, 1985; Geweke, 1986; Fischer, 1991; Altig y Bryan, 1993; Ericsson, Irons, y Tryon, 1993; Barro, 1995; McCandless y Weber, 1995). Además, la tasa de crecimiento monetario está altamente correlacionada con la inflación. En efecto, la literatura empírica ha encontrado que esta relación es prácticamente de uno a uno (McCallum, 1984; McCandless y Weber, 1995, Rolnick y Weber, 1997; Estrella y Mishkin, 1997).

Lo anterior sugiere que el crecimiento de los agregados monetarios y el crecimiento en el nivel general de precios de una economía está estrechamente ligada. En particular, aumentos en la cantidad nominal de dinero están asociados con aumentos prolongados en los precios. Además, la inflación que se genera con una expansión monetaria conlleva a los costos

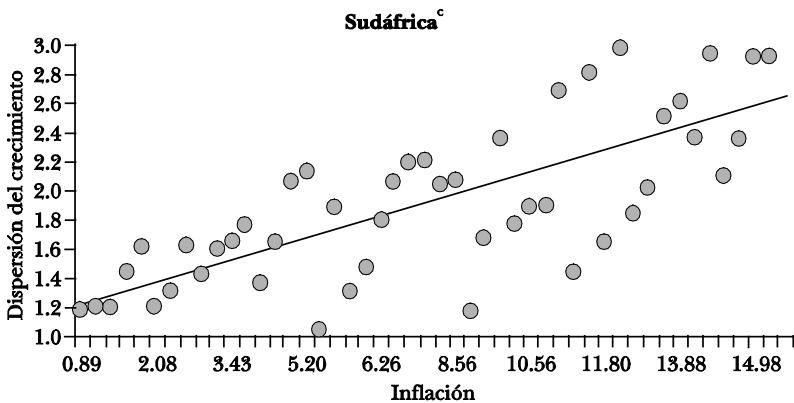
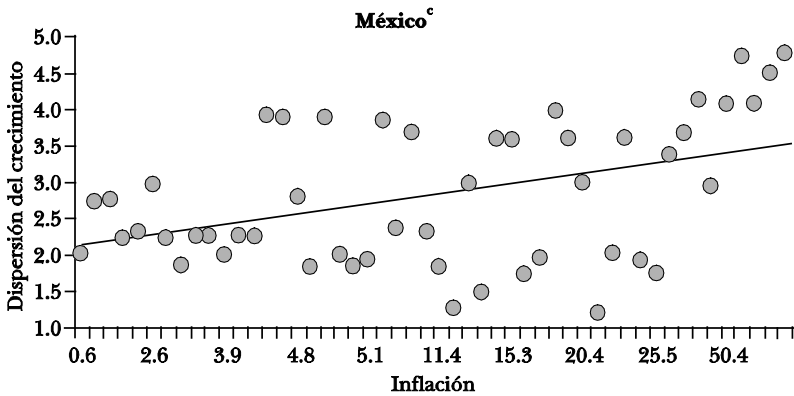
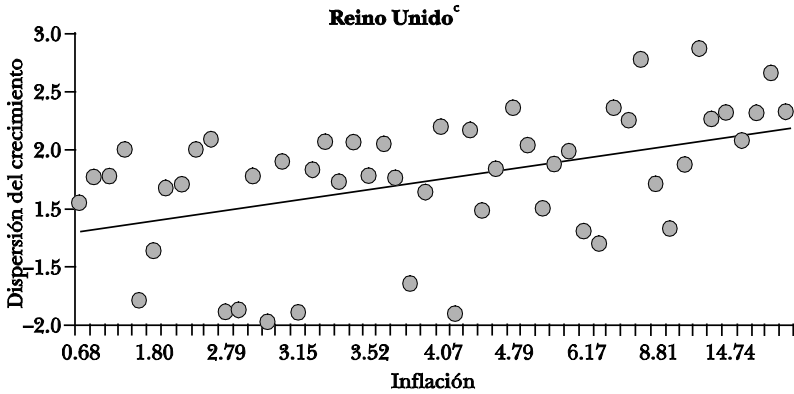
GRÁFICA XI. RELACIÓN INFLACIÓN-VOLATILIDAD DEL CRECIMIENTO DEL PIB DE INFLACIÓN^a



FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>).

^a Se presenta la asociación y el ajuste lineal entre la inflación y la dispersión de los datos cuando se ordenan en forma ascendente con respecto al nivel de inflación. La dispersión se calcula como la desviación estándar del crecimiento del PIB real con base en una 5%.

REAL: RELACIONES CON DATOS ANUALES (1950-2008) ORDENADOS POR NIVEL



crecimiento del PIB real, con respecto a las series de tiempo de los países mostrados. Los
 inflación anual se basa en el índice de precios al consumidor. El crecimiento de cada
 ventana móvil de diez años hacia atrás.^b Incluye datos a partir de 1974. ^cSignificativo al

de la inflación antes mencionados, sin tener efectos positivos en el crecimiento real.

Al igual que en las secciones anteriores, nuestro estudio empírico examina la asociación lineal entre el crecimiento monetario (M1 y M2) y la inflación, así como entre el crecimiento monetario (M1 y M2) y el crecimiento económico. En ambos casos, consideramos la relación a nivel agregado durante todo el periodo de la muestra. Se estiman regresiones lineales del crecimiento promedio del PIB real con el crecimiento promedio monetario (M1 y M2), así como las regresiones lineales de los niveles promedio de la inflación con respecto al crecimiento promedio monetario (M1 y M2).¹⁵ Los promedios se toman para cada país durante el periodo muestral:

$$(4) \quad Inf_i = \alpha + \beta \% \Delta M k_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, N \text{ y } k = 1, 2$$

$$(5) \quad \Delta PIB_i = \gamma + \delta \% \Delta M k_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, N \text{ y } k = 1, 2,$$

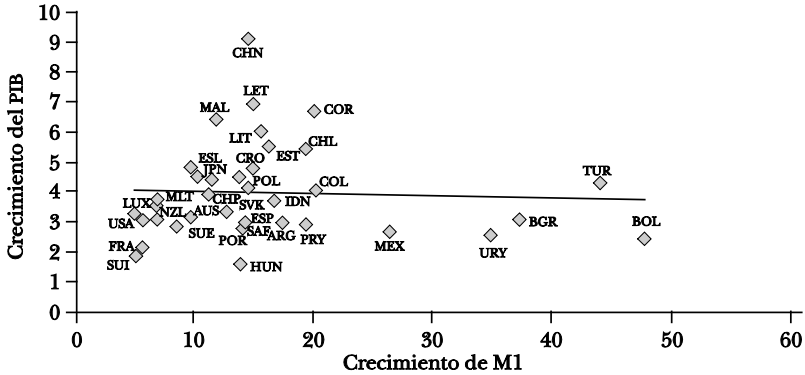
donde N representa el tamaño de la muestra y k el agregado correspondiente. Para la estimación de estas regresiones, utilizamos la mayoría de los países que aparecen en los cuadros 1 y 2.¹⁶ Las estimaciones y las rectas ajustadas con respecto a la inflación y el crecimiento monetario (M1 y M2) se muestran en las gráficas XII y XIII, respectivamente. Como se puede observar, sin importar el agregado que consideremos, M1 o M2, estas regresiones son estadísticamente significativas, lo cual sugiere que hay una relación a nivel agregado entre el crecimiento monetario y la inflación. Además, de acuerdo con la evidencia de McCandless y Weber (1995), encontramos que la correlación entre la tasa de crecimiento monetario y la inflación es muy cercana a uno. Es decir, un determinado crecimiento en los agregados monetarios se traduce prácticamente en el mismo crecimiento en el nivel de inflación.

Para las regresiones con respecto al crecimiento monetario (M1 y M2) y al crecimiento económico, las estimaciones y las

¹⁵ Para mayores detalles sobre la definición de estas variables ver la sección II.

¹⁶ La clasificación de países desarrollados y emergentes se presenta en los cuadros 1 y 2.

GRÁFICA XIV. RELACIÓN CRECIMIENTO MONETARIO-CRECIAMIENTO DEL PIB REAL, 1960-2008^a (promedio)

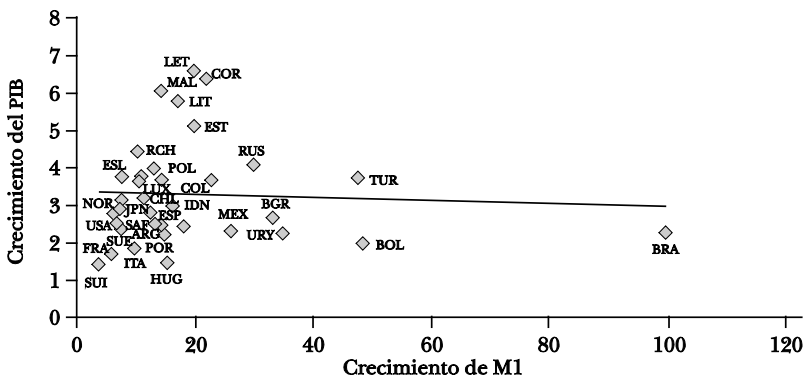


FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>).

^a Se presenta la asociación y el ajuste lineal entre el crecimiento del PIB real y el crecimiento monetario. El crecimiento anual del PIB se mide en términos reales. El crecimiento monetario está basado en M1 (generalmente se define como: dinero en circulación más depósitos de demanda privada). Cada observación corresponde al promedio muestral disponible para cada país.

variables, los datos parecen indicar que mayores tasas de crecimiento monetario se asocian con menores niveles de crecimiento económico. Estos resultados se mantienen para diferentes medidas del acervo monetario (tanto para agregados estrechos, M1, como para agregados amplios, M2).

GRÁFICA XV. RELACIÓN CRECIMIENTO MONETARIO-CRECIAMIENTO DEL PIB REAL, 1980-2008^a (promedio)



FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>).

^a Se presenta la asociación y el ajuste lineal entre el crecimiento monetario y el crecimiento del PIB real. El crecimiento anual del PIB se mide en términos reales. El crecimiento monetario está basado en M2 (definida como M1 más cuasidinero). Cada observación corresponde al promedio muestral disponible para cada país.

5. Relación inflación-penetración financiera

En este apartado analizamos la relación entre el nivel de inflación y el desempeño del sector financiero. En este sentido, la evidencia empírica ha mostrado que la inflación tiene un efecto negativo en el crecimiento a través del canal asociado con una disminución en el volumen y eficiencia del capital productivo en la economía (De Gregorio, 1993). Además se ha encontrado que, en un contexto inflacionario, un menor nivel de desarrollo financiero se asocia con una mayor racionalización del crédito (Bose y Murshid, 2008). Sin embargo, la literatura sugiere que el nivel de desarrollo financiero está positivamente asociado con el crecimiento económico (Greenwood y Jovanovic, 1990; King y Levine, 1993; Levine y Zervos, 1998; Neusser y Kugler, 1998).

Existe un importante número de canales a través de los cuales la inflación afecta a la intermediación financiera. Por ejemplo, se tiene que la mayor incertidumbre y los menores horizontes de planeación de los agentes económicos durante periodos inflacionarios inhiben el desarrollo del sector financiero. En particular, una inflación elevada e incierta impide el surgimiento de instrumentos financieros de mediano y largo plazo que permitan tanto captar ahorros de la población como financiar las inversiones productivas. De igual manera, al pasar de un entorno de inflación baja y estable a uno de inflación elevada y variable, los instrumentos de ahorro pueden no compensar a los agentes por los aumentos en los precios. Ante ello, estos pueden decidir canalizar una menor proporción de sus ingresos y riqueza al sistema financiero, lo que reduce el monto de los recursos disponibles para financiar proyectos de inversión. Además, la mayor incertidumbre asociada con épocas inflacionarias también agrava los problemas de información en el sector financiero. Por ejemplo, es más difícil para las instituciones financieras evaluar la capacidad de pago de sus clientes y ante ello, las instituciones financieras restringen el crédito y aumentan su costo.

En esta sección analizamos si la inflación se asocia con el nivel de penetración financiera y si éste a su vez se relaciona con el crecimiento económico. Para ambas relaciones, consideramos un análisis a nivel agregado durante todo el periodo de la muestra. Los promedios se toman para cada país durante

el periodo muestral. La variable de penetración financiera es construida mediante el cociente del agregado M2 y el PIB nominal (PIBn). Las regresiones lineales de la penetración financiera en la inflación, así como de la penetración financiera en el crecimiento económico, están dadas por:

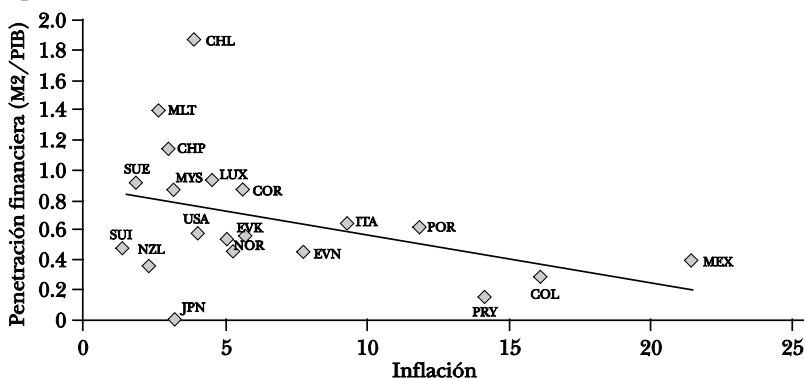
$$(6) \quad M2_i / PIBn_i = \alpha + \beta Inf_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, N$$

$$(7) \quad \% \Delta PIB_i = \gamma + \delta M2_i / PIBn_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, N.$$

Los países utilizados en estas regresiones pueden consultarse en los cuadros 1 y 2.¹⁷ La estimación y la recta ajustada en la relación inflación-penetración financiera se puede ver en la gráfica XVI. Para este caso, la inflación se asocia negativamente con nivel de penetración financiera. Es decir, a mayores niveles de inflación menor es la intermediación de recursos financieros en la economía. Este resultado es estadísticamente significativo (al 5%).

Análogamente, la estimación de la ecuación (7) se ilustra en la gráfica XVII. En este caso la evidencia sugiere que la

GRÁFICA XVI. RELACIÓN INFLACIÓN-PENETRACIÓN FINANCIERA, 1960-2008^{ab}
(promedio)



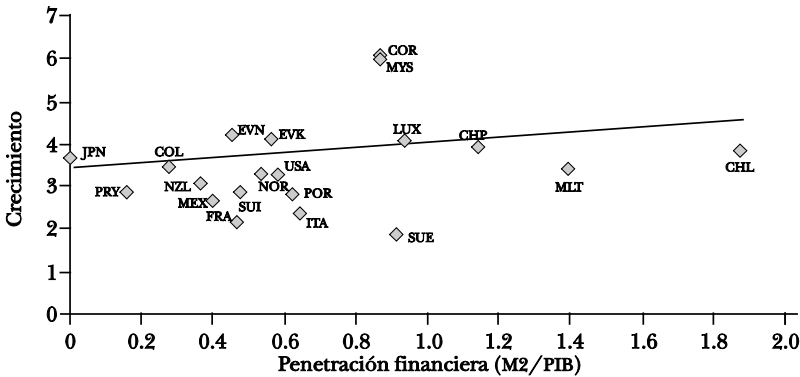
FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>).

^a Se presenta la asociación y el ajuste lineal entre la inflación y la penetración financiera. La inflación se basa en el índice de precios al consumidor. La penetración financiera está basado en M2/PIB, donde M2 es definida como M1 más cuasidinero y el PIB está medido en términos nominales. Cada observación corresponde al promedio muestral disponible para cada país. ^b Significativo al 5%.

¹⁷ La clasificación de países desarrollados y emergentes se presenta en los cuadros 1 y 2.

penetración financiera se asocia positivamente con el crecimiento económico. Es decir, a mayor nivel de penetración financiera se observa un mayor crecimiento económico. Sin embargo, en este caso no se obtiene significancia estadística. Estos resultados sugieren que la inflación afecta negativamente la intermediación financiera y que a partir de este efecto se puede desincentivar el crecimiento económico.

GRÁFICA XVII. RELACIÓN PENETRACIÓN FINANCIERA-CRECIMIENTO DEL REAL, 1960-2008^a (promedio)



FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>).

^a Se presenta la asociación y el ajuste lineal entre el crecimiento y la penetración financiera. El crecimiento anual del PIB se mide en términos reales. La penetración financiera está basada en M2/PIB, donde M2 es definida como M1 más cuasidinero y el PIB está medido en términos nominales. Cada observación corresponde al promedio muestral disponible para cada país.

IV. INFLACIÓN Y OTRAS MEDIDAS DE BIENESTAR: DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO, POBREZA Y DESARROLLO HUMANO

Tras un ajuste inflacionario es de esperarse que la distribución del ingreso cambie, sin embargo, la dirección del efecto total sobre esta se desconoce, por lo que también se desconoce el nuevo índice de Gini, y si bajo la nueva distribución el individuo es más pobre o no.

En esta sección se analizan los efectos del nivel de inflación en la distribución del ingreso, el nivel de desarrollo humano y el nivel de pobreza. Es decir, se busca conocer si altas tasas de la inflación tienen un efecto regresivo en la distribución del ingreso (generan una mayor desigualdad) y en el nivel de

desarrollo humano, así como si entre los costos de una alta inflación se encuentra un mayor nivel de pobreza.

Asimismo, es de esperarse que la inflación tenga un efecto negativo en indicadores que capturan el bienestar social por medio de lo que la literatura conoce como las dimensiones de la pobreza. Éstas incluyen no solamente al ingreso sino también implican la carencia de capacidades (salud, educación, vivienda, bienes públicos, etc.), que a su vez están ligadas a variables como mortalidad, nutrición y analfabetismo. Por lo anterior, se espera que un choque inflacionario tenga un efecto negativo en indicadores resumen del bienestar como el IDH (ver Baharoglu y Kessides, 2000; y Deutsch y Silber, 2005).

La literatura en general señala que existe un efecto negativo de la inflación sobre el bienestar social. Cardoso (1992) argumenta que la inflación afecta a la pobreza principalmente a través de su impacto en los salarios reales. Sus resultados señalan que los salarios se incrementan de manera más lenta que los precios durante episodios de aumentos de la inflación en América Latina. Powers (1995) presenta evidencia que sugiere que, aunque el efecto del desempleo en la pobreza es relativamente robusto con respecto al concepto de pobreza, el efecto de la inflación en el nivel de pobreza debería ser más serio de lo que la literatura previa sugiere. Al-Marhubi (1997) encuentra que los países con una mayor desigualdad presentan una inflación media también más alta. Romer y Romer (1998) reportan que la relación entre la desigualdad, el nivel de pobreza y la inflación es positiva en el largo plazo y negativa en el corto plazo. Para Estados Unidos los autores sugieren que una política monetaria expansionaria se asocia con mejores condiciones para los pobres en el corto plazo. Sin embargo, para un grupo de países la evidencia es contraria en el largo plazo, es decir un bajo nivel de inflación se asocia con mejoras en el bienestar de los pobres en el largo plazo. Ambas relaciones son robustas y estadísticamente significativas.

Martínez (1998) analiza empíricamente el efecto de la inflación en la desigualdad económica, tanto a nivel internacional como para el caso de México. Este trabajo fundamenta las hipótesis de que altas tasas de la inflación deterioran la distribución del ingreso y de que esta se vuelve más equitativa al llevar a cabo un proceso de desinflación. Dolmas *et al.*

(2000) muestran que las economías con altos niveles de desigualdad también tienden a presentar altos niveles de inflación en promedio. Székely (2005) muestra para el caso de México que a mayores niveles de inflación se observan mayores niveles de pobreza y de desigualdad. Basados en una muestra de 38 países, Easterly y Fischer (2001) encuentran evidencia de que los hogares con menores ingresos perciben a la inflación como más costosa que los hogares con mayores ingresos. Estos mismos autores sugieren que la inflación está negativamente correlacionada con algunas medidas de bienestar, por ejemplo, que un alto nivel de inflación tiende a disminuir la participación del quintil más bajo de ingresos. Albanesi (2007) sugiere una correlación simple, alrededor de 21%, entre la inflación y la desigualdad, para una muestra de 51 países entre 1966 y 1990.

1. Relación inflación-desigualdad

La literatura ha identificado algunos canales de transmisión a través de los cuales el nivel de inflación afecta el nivel de desigualdad:¹⁸

- La inflación deteriora el poder adquisitivo de la moneda, lo cual afecta gravemente a las familias de menores ingresos, quienes suelen mantener una alta proporción de sus ingresos en billetes y monedas. Por lo general, las familias de ingresos modestos no tienen a su alcance la posibilidad de protegerse de la inflación mediante la adquisición de casas, terrenos y otros activos (como pueden hacerlo las familias de mayores ingresos).
- En épocas inflacionarias los precios tienden a subir con mayor rapidez que los salarios, los cuales son fijados con antelación mediante contratos laborales. Por lo cual, ante un mayor incremento en los precios, el poder adquisitivo del salario disminuye. Ante la mayor inflación, los salarios tardan en ajustarse. Por lo cual, los trabajadores se ven más perjudicados en relación con otros agentes económicos cuyos ingresos pueden ajustarse más rápidamente.

¹⁸ Ver Al-Marhubi, 1997; Romer y Romer, 1998; Martínez, 1998; Dolmas *et al.*, 2000; Albanesi, 2007.

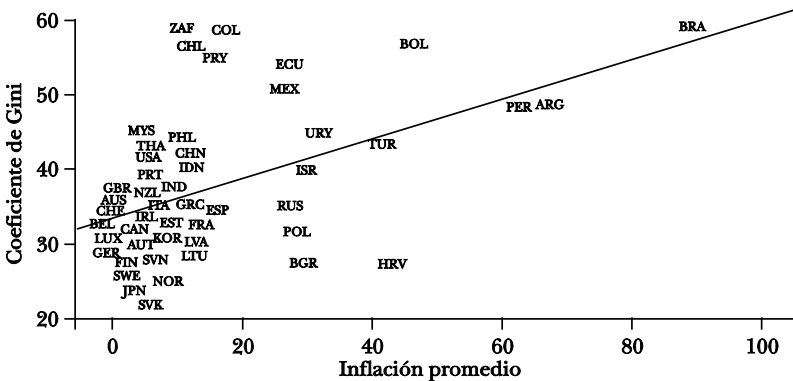
– Si el sistema tributario es progresivo y está diseñado en términos nominales, la inflación tiende a aumentar la carga fiscal de los contribuyentes de ingresos bajos y medios. En efecto, al aumentar el ingreso nominal de estos contribuyentes, la inflación los va trasladando a rangos impositivos más altos, a pesar de que su ingreso real no necesariamente haya aumentado.

Con el fin de analizar los efectos de la inflación en la desigualdad, en este estudio se analizan diferentes niveles de agregación a partir de un análisis de corte transversal para distintas submuestras. Se examina la relación entre la inflación y la desigualdad, medida a través del índice de Gini, utilizando la siguiente regresión:

$$(8) \quad \% \Delta PIB_i = \alpha + \beta G_i + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, N.$$

La gráfica XVIII presenta la relación entre el promedio muestral de la inflación y el promedio muestral del índice de Gini para el total de países incluidos en la muestra. La asociación que se observa entre estas dos variables es positiva, es decir, a mayores niveles de inflación mayor desigualdad. Como puede observarse en la segunda columna del cuadro

GRÁFICA XVIII. RELACIÓN INFLACIÓN-DESIGUALDAD, 1980-2000^{a,b} (promedio)



FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>).

^a Se presenta la asociación y el ajuste lineal entre el promedio de la inflación y el promedio del coeficiente de Gini. La inflación anual se basa en el índice de precios al consumidor. El índice de Gini toma valores entre 0 y 100: un valor bajo del mismo indica una distribución más equitativa del ingreso, mientras que uno alto indica una distribución más inequitativa. Cada observación corresponde al promedio muestral. ^b Significativo al 5%.

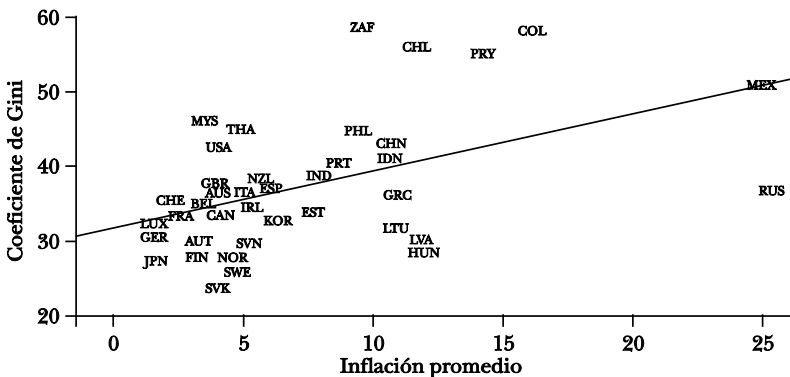
CUADRO 6. INFLACIÓN PROMEDIO-COEFICIENTE DE GINI

Periodo	Coefficiente
1980-2008	0.892 ^a (0.231)
1980-2008(inf<25%)	0.287 ^a (0.085)
Décadas	
1980-1990	1,725 (0.617)
1990-2000	0.452 (0.531)
2000-2008	0.168 ^b (0.096)

^a Significativo al 5%. ^b Significativo al 10%.

6, esta relación es estadísticamente significativa al 5%.

Con el fin de analizar el comportamiento de esta misma relación, pero eliminando posibles *outliers*, se redujo la muestra para incluir niveles de inflación por debajo del 25%. La gráfica XIX muestra que la relación continúa siendo positiva,

GRÁFICA XIX. RELACIÓN DESIGUALDAD E INFLACIÓN MENOR A 25%, 1980-2000^{a,b} (promedio)

FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>).

^a Se presenta la asociación y el ajuste lineal entre el promedio de la inflación y el promedio del coeficiente de Gini. La inflación anual se basa en el índice de precios al consumidor. El índice de Gini toma valores entre 0 y 100: un valor bajo del mismo indica una distribución más equitativa del ingreso, mientras que uno alto indica una distribución más inequitativa. Cada observación corresponde al promedio muestral. ^b Significativo al 5%.

indicando también que la desigualdad crece con la inflación. También se observa en la segunda columna del cuadro 6, que esta relación es significativa al 5%.

Dado que los anteriores resultados podrían verse afectados por posibles efectos extremos en el comportamiento de las variables a lo largo del tiempo, hacemos ejercicios sobre la relación inflación-desigualdad por décadas, con el fin de mostrar que los resultados son robustos. La gráfica XX muestra que esta relación continúa siendo positiva para cada una de las décadas analizadas (ver cuadro 6) y significativa al 5%, con excepción de la década de los noventa.

Los resultados anteriores sugieren que la inflación presenta un efecto negativo en el bienestar social a través del aumento en el nivel de desigualdad. No obstante, esta evidencia no permite distinguir los mecanismos a través de los cuales la inflación aumenta el nivel de desigualdad. Con base en los argumentos mencionados sobre los efectos negativos de la inflación, podríamos conjeturar que en el caso de la distribución del ingreso, el efecto negativo de la inflación se puede asociar con el efecto de la misma en la población de menos recursos y en el nivel de desarrollo humano. Las siguientes subsecciones examinan estas relaciones.

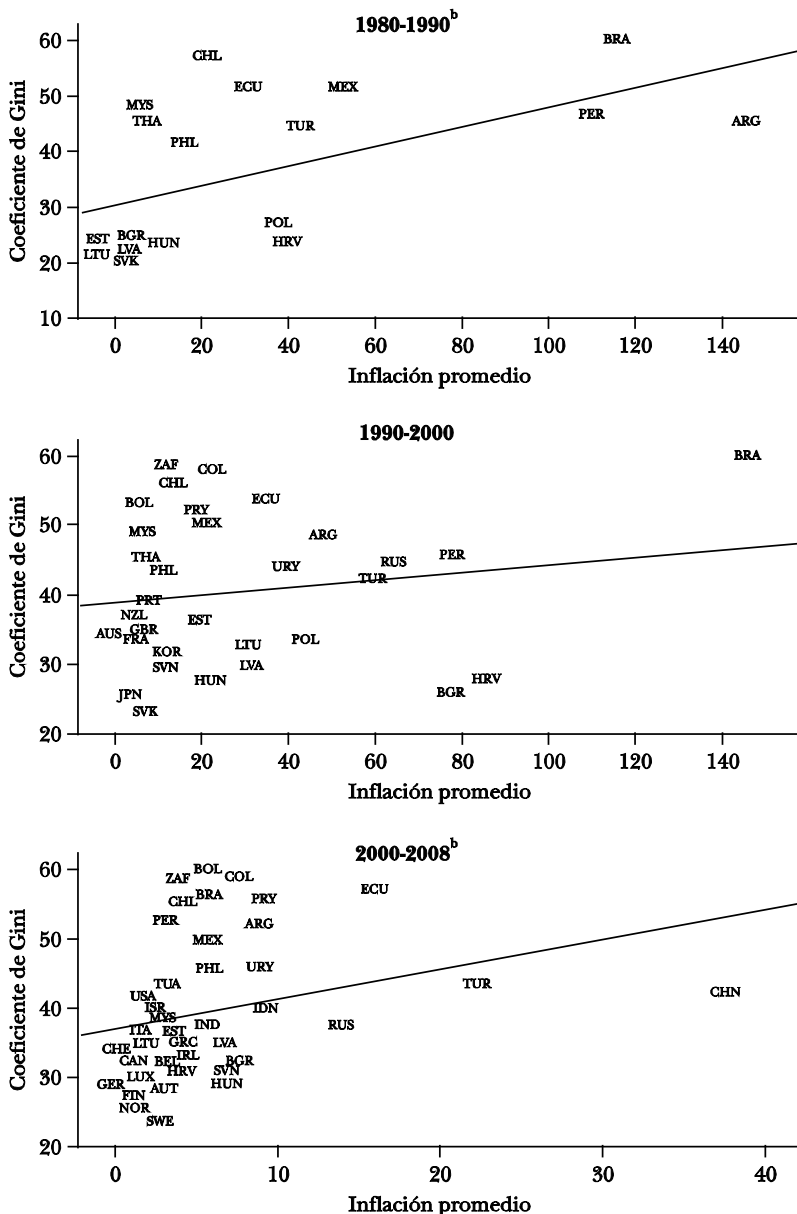
2. Relación inflación-desarrollo humano

Los efectos de la inflación en un índice general de bienestar social, como es el IDH, son múltiples, y entre ellos se pueden mencionar los siguientes:¹⁹

- En periodos inflacionarios se deteriora el poder adquisitivo del dinero, y se reduce el valor real de los ingresos de las familias, principalmente, el de aquellas familias de ingresos modestos. Lo anterior, reduce la capacidad de las familias para invertir en educación y salud de sus miembros, así como para tener una vivienda digna. Ello afecta adversamente la calidad de sus niveles de vida.
- Cuando hay rezagos en la recaudación fiscal, es decir cuando las obligaciones fiscales se generan en una fecha y el pago se realiza en una fecha posterior, la inflación deteriora

¹⁹ Romer y Romer (1998); Easterly y Fischer (2001).

GRÁFICA XX. RELACIÓN INFLACIÓN-DESIGUALDAD POR DÉCADAS^a



FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>).

^a Se presenta la asociación y el ajuste lineal entre el promedio de la inflación y el promedio del coeficiente de Gini. La inflación anual se basa en el índice de precios al consumidor. El índice de Gini toma valores entre 0 y 100: un valor bajo del mismo indica una distribución más equitativa del ingreso, mientras que uno alto indica una distribución más inequitativa. Cada observación corresponde al promedio por década presentada. ^b Significativo al 5%.

el valor real de los ingresos fiscales. De esta manera, el monto de los recursos disponibles para financiar gastos sociales en educación, salud y vivienda popular tiende a disminuir.

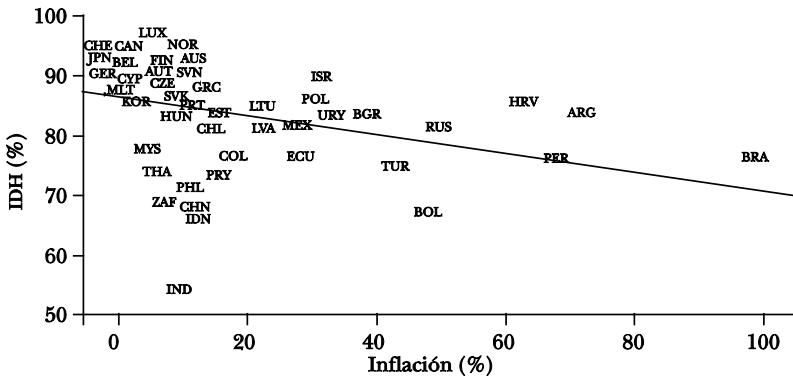
- La inflación no solo afecta la capacidad para invertir en educación, salud y vivienda de las familias de ingresos bajos, sino también la capacidad de las familias de ingresos medios. Al pasar de una inflación baja y estable a una inflación alta y volátil, la disponibilidad de crédito para vivienda y consumo es menor, y su costo es más elevado. Lo cual tiene un impacto particularmente serio sobre las familias de ingresos medios.

Para analizar la relación entre la inflación y el nivel de desarrollo humano se incluyó en el análisis el grupo completo de países para el periodo de 1980 a 2007, con lo cual se estimó la siguiente ecuación:

$$(9) \quad \% \Delta PIB_i = \alpha + \beta IDH_i + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, N,$$

en donde el IDH es el índice de desarrollo humano. La gráfica

GRÁFICA XXI. RELACIÓN INFLACIÓN-IDH, VARIOS PAÍSES, 1980-2007^{a,b}



FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>). Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD).

^a Se presenta la asociación y el ajuste lineal entre la inflación y el IDH. La inflación anual se basa en el índice de precios al consumidor. El índice de desarrollo humano (IDH) es un indicador de bienestar social que se construye empleando tres parámetros: educación (medida por la tasa de alfabetización de adultos, tasa bruta combinada de matriculación en educación primaria, secundaria y superior, así como los años de duración de la educación obligatoria), salud (medida según la esperanza de vida al nacer) e ingreso (medido de por el PIB per cápita). Niveles más elevados del índice reflejan un mayor nivel de desarrollo humano. Cada observación corresponde al promedio muestral. ^b Significativo al 5%.

XXI presenta la relación entre el promedio muestral de la inflación y el promedio muestral del IDH para el total de países incluidos en la muestra, esta relación es negativa y significativa al 5% (ver cuadro 7). Este resultado sugiere que a mayor nivel de inflación se presenta una reducción en el IDH. Con el fin de mostrar que esta relación es consistente no solamente durante el periodo de 1980 a 2007, sino también para diferentes submuestras, se llevó a cabo un análisis por décadas como se muestra en la gráfica XXII. En esta última gráfica y en el cuadro 7 se puede apreciar que la relación continúa siendo negativa y significativa para cada una de las tres décadas analizadas.

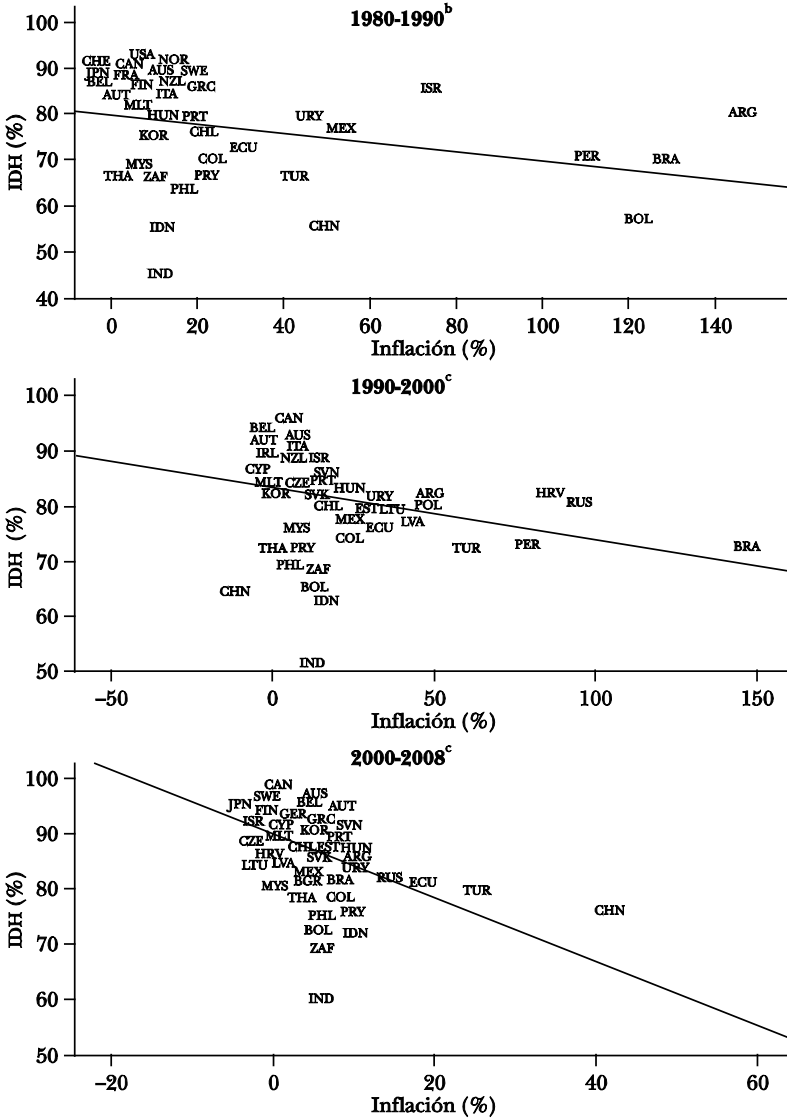
CUADRO 7. RELACIONES INFLACIÓN-IDH E INFLACIÓN-POBREZA

<i>Inflación-IDH</i>	
<i>Periodo</i>	<i>Coefficiente</i>
1980-2007	-0.156 ^a (0.060)
Décadas	
1980-1990	-0.099 ^b (0.050)
1990-2000	-0.095 ^a (0.047)
2000-2007	-0.575 ^a (0.174)
<i>Inflación-pobreza</i>	
<i>Periodo</i>	<i>Coefficiente</i>
1993-2007	1.866 ^a (0.455)
	10.245 ^{b c} (6.001)

^a Significativo al 5%. ^b Significativo al 10%. ^c Coeficiente β de la regresión menos tres *outliers* en cada una de las colas de la distribución de la inflación.

Los anteriores resultados sugieren que un aumento en la inflación deteriora indicadores básicos de bienestar, como educación y salud, además del ingreso. La combinación de los efectos de la inflación no solamente podría dificultar el combate a la pobreza, sino que podría estar aumentando las barreras creadas por las trampas de pobreza. La literatura presenta

GRÁFICA XXII. RELACIÓN INFLACIÓN-IDH POR DÉCADAS^a



FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfststatistics.org/imf/>). Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD).

^a Se presenta la asociación y el ajuste lineal entre la inflación y el IDH. La inflación anual se basa en el índice de precios al consumidor. El índice de Desarrollo Humano (IDH) es un indicador de bienestar social que se construye empleando tres parámetros: educación (medida por la tasa de alfabetización de adultos, tasa bruta combinada de matriculación en educación primaria, secundaria y superior, así como los años de duración de la educación obligatoria), salud (medida según la esperanza de vida al nacer) e ingreso (medido de por el PIB per cápita). Niveles más elevados del índice reflejan un mayor nivel de desarrollo humano. Cada observación corresponde al promedio muestral. ^b Significativo al 10%. ^c Significativo al 5%.

evidencia de que los efectos negativos en alguna de las dimensiones de la pobreza desencadenan un círculo vicioso en el que la carencia de capacidades básicas, como salud y educación, implican el deterioro del nivel general de bienestar a través de mayores tasas de mortalidad, falta de vivienda, menores oportunidades de acceso a créditos, y menores posibilidades de integración a la sociedad (ver Baharoglu y Kessides, 2000).

3. Relación inflación-pobreza

En relación con el nivel de inflación y el nivel de pobreza, entre los mecanismos de transmisión de la primera sobre la segunda se encuentran los siguientes:²⁰

- Generalmente, los estratos de la población de menores ingresos carecen de acceso al sistema financiero o este es muy limitado. Por lo cual, mantienen una mayor proporción de sus ingresos en efectivo. Ante ello, la inflación al deteriorar el poder adquisitivo del dinero reduce el valor real de los ingresos y del patrimonio de las familias más desprotegidas, el cual de por sí ya era bajo. Así, la pobreza tiende a aumentar en periodos inflacionarios.
- Como se ha mencionado, la inflación tiene un efecto negativo sobre el crecimiento económico. Al reducirse el ritmo al que crece la economía la generación de puestos de trabajo es menor, e incluso se pierden empleos ya existentes. En estas condiciones, quienes pierden primero su empleo y tienen más dificultades para encontrar otro, son los trabajadores menos calificados. Ello tiende a incrementar los niveles de pobreza.

Para el análisis de la relación entre la inflación y la pobreza se estimó la siguiente regresión:

$$(10) \quad \% \Delta PIB_i = \alpha + \beta P_i + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, M,$$

en donde P representa la variable pobreza. El análisis de esta relación se llevó a cabo para un grupo de cinco países de América Latina para el periodo 1993-2007, debido a que la

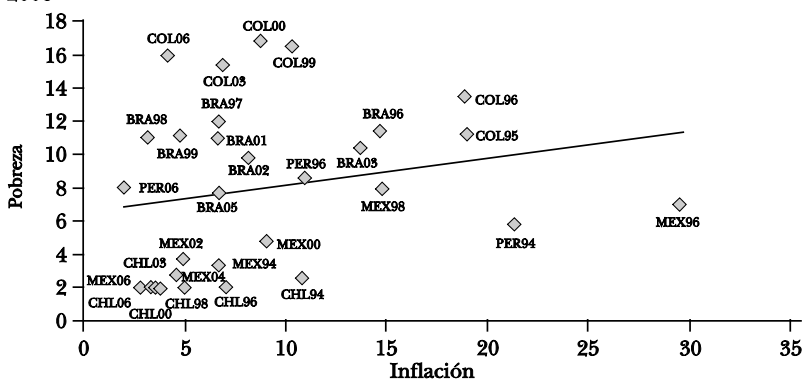
²⁰ Ver Cardoso (1992); Székely (2005); Albanesi (2007); Easterly y Fischer (2001).

información disponible para la variable pobreza es limitada para el resto de los países considerados. Para este conjunto de países, se agruparon sus observaciones a través del tiempo en un único corte transversal, es decir, se hizo una regresión agrupada (regresión de *pooling*). De esta manera, $M = \sum T_i$, donde T_i es el número de periodos por país.

La gráfica XXIII muestra que la relación entre la inflación y la pobreza es también positiva y significativa al 5%, por lo que se sugiere que a mayor nivel de inflación mayor nivel de pobreza (ver cuadro 7). En este caso se puede apreciar que el alto nivel de inflación de Brasil en los noventa introduce una observación atípica en la muestra (un *outlier*) que podría estar sesgando el resultado. Con el fin de comprobar la robustez de esta relación, se eliminaron de la muestra las observaciones extremas de la distribución de la inflación (los tres valores más altos, así como los tres más bajos) y se estimó nuevamente la especificación de la ecuación (10). Como resultado, obtenemos que la relación continúa siendo positiva y significativa al 10% (ver cuadro 7).

La limitante de los datos de pobreza nos llevaron a realizar un análisis limitado que se enfoca exclusivamente al caso de México para el periodo 1992-2008. Sin embargo, en este caso

GRÁFICA XXIII. RELACIÓN INFLACIÓN-POBREZA, AMÉRICA LATINA, 1993-2008^{a,b}

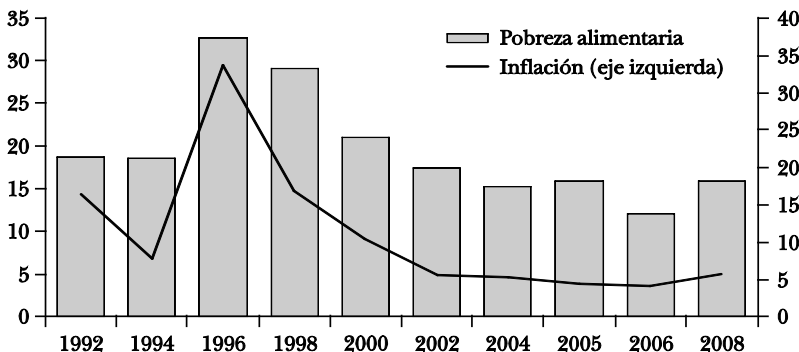


FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>).

^a Se presenta la asociación y el ajuste lineal entre la inflación y la pobreza. La inflación anual se basa en el índice de precios al consumidor. La pobreza se mide como el porcentaje de la población que subsiste con menos de un dólar al día. Para este conjunto de países, se agruparon sus observaciones a través del tiempo en un solo corte transversal, es decir, se hizo una regresión agrupada (regresión de *pooling*). ^b Significativo al 10%.

solamente es posible realizar un análisis descriptivo de la serie de tiempo de estas variables. En la gráfica XXIV, se muestra que la relación entre la inflación y la pobreza para el caso de México es positiva y significativa al 1%.²¹

GRÁFICA XXIV. RELACIÓN INFLACIÓN-POBREZA, MÉXICO, 1992-2008^a



FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>). Reporte CONEVAL cifras de pobreza por ingresos 2008, Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (CONEVAL).

^a Inflación anual basada en el índice de precios al consumidor. La pobreza se refiere a la pobreza alimentaria, la cual incluye los hogares cuyo ingreso es suficiente para cubrir las necesidades de alimentación de sus miembros, establecidas con base en el costo de la canasta normativa alimentaria.

Los resultados mostrados sugieren que un alto nivel de inflación tiene efectos negativos en el bienestar social mediante un aumento en los niveles de pobreza para algunos países en América Latina y en particular para el caso de México. El mecanismo más claro para que se presente esta relación es el deterioro de los salarios reales producto de la inflación, seguido por varios factores, como son: la poca capacidad de la población más pobre para proteger sus activos, los ajustes tardíos de los salarios que implican transferencias de pobres a ricos, la pérdida en los ingresos por transferencias estatales, la pérdida de incentivos para acumular capital humano y el mayor pago proporcional de impuestos indirectos de los pobres. Todo esto sugiere que la inflación, además de aumentar la pobreza, también la profundiza.

²¹ Aunque en este caso se empleó la pobreza alimentaria únicamente, la tendencia no cambia cuando se incluyen la pobreza patrimonial y la pobreza de capacidades, como se muestra en la gráfica B.VI del apéndice B.

V. CONCLUSIONES

Este documento muestra evidencia sobre los beneficios de la estabilidad de precios mediante un análisis de las relaciones empíricas entre la inflación y variables económicas asociadas con el bienestar de la sociedad, incluyendo el crecimiento económico, el crecimiento monetario, el desarrollo financiero, la distribución del ingreso (desigualdad y pobreza) y el nivel de desarrollo humano. Los resultados sugieren que no hay relación entre la inflación y el crecimiento económico en el largo plazo. Esta asociación tiende a ser negativa en periodos con altos movimientos inflacionarios, especialmente en economías emergentes. También encontramos que el crecimiento económico se ve afectado negativamente por la dispersión de la inflación. Por otro lado, la evidencia sugiere que mayores niveles de inflación están asociados con una mayor volatilidad macroeconómica. Estos resultados se observan en muestras con distintos niveles de agregación que van desde un periodo de más de 50 años hasta subperiodos de diez años. Además se encuentra una evidencia muy fuerte, casi de uno a uno, de la correlación positiva entre el crecimiento monetario y la inflación, sin importar si se utiliza un agregado estrecho (M1) o un agregado amplio (M2). Es decir, un determinado crecimiento en los agregados monetarios se traduce prácticamente en el mismo crecimiento de la inflación. Sin embargo, hay una asociación negativa o nula entre el crecimiento monetario y el crecimiento económico. En otras palabras, los datos parecen indicar que mayores tasas de crecimiento monetario se asocian con menores niveles de crecimiento económico. Para el caso de la penetración financiera, se encuentra que la inflación tiene un efecto negativo y estadísticamente significativo en esta variable. Asimismo, la penetración financiera muestra un efecto positivo en el crecimiento económico, lo que sugiere que bajos niveles de intermediación financiera ligados a niveles de inflación alta no favorecen el crecimiento económico sino que por el contrario, lo deprimen.

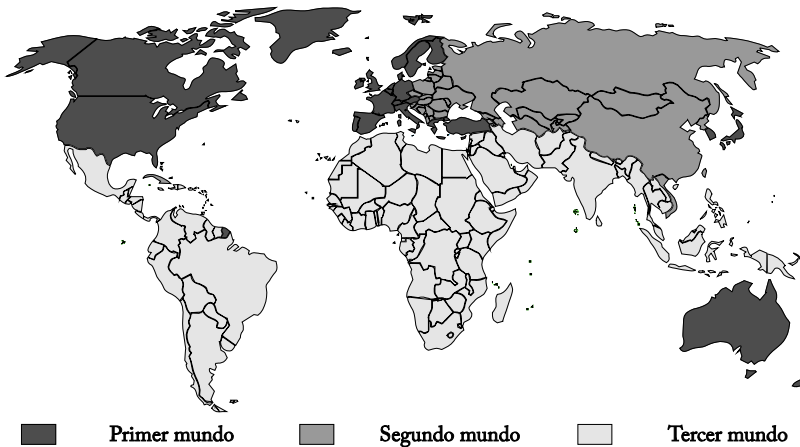
Con respecto a la distribución del ingreso encontramos los siguientes resultados: un mayor nivel de inflación se asocia con una mayor desigualdad y, en particular, la población más afectada es la de menos recursos. En efecto, para el caso de

América Latina presentamos evidencia de que mayores niveles de inflación están relacionados con mayores niveles de pobreza. Este resultado se corrobora para el caso particular de México. Por otro lado, el análisis de la relación entre la inflación y el nivel de desarrollo humano, sugiere que este último se ve negativamente afectado por altos niveles de inflación. Es decir, un aumento en el nivel de inflación deteriora algunos indicadores básicos de bienestar social, como son la educación, la salud y el ingreso. La combinación de los efectos de la inflación no solamente podría dificultar el combate a la pobreza, sino que podría estar aumentando las barreras creadas por las trampas de pobreza. Lo anterior sugiere que la inflación, además de aumentar la pobreza, también la profundiza.

Apéndice A

Países desarrollados por épocas

Durante Guerra Fría (1952-1985), el mundo fue dividido en tres grandes bloques: el primer mundo era representado por Estados Unidos y sus aliados, el segundo mundo por la Unión Soviética y sus aliados y el tercer mundo correspondía a los países no alineados con los países anteriores, así como los países neutrales. En el siguiente mapa se muestra dicha clasificación.



En los noventa de acuerdo al Fondo Monetario Internacional (FMI) en su publicación World Economic Outlook considera a los siguientes países desarrollados:

<i>Economías Avanzadas</i>					
Alemania	Canadá	Finlandia	Italia	Noruega	Reino Unido
Australia	Dinamarca	Francia	Islandia	Nueva Zelanda	Suecia
Austria	España	Grecia	Japón	Países Bajos	Suiza
Bélgica	EUA	Irlanda	Luxemburgo	Portugal	

En 2008 la clasificación dada por el FMI considera a 33 países desarrollados, los cuales son:

<i>Economías Avanzadas</i>					
Alemania	Corea	Finlandia	Italia	Nueva Zelanda	Suecia
Australia	Dinamarca	Francia	Islandia	Países Bajos	Suiza
Austria	Eslovaquia	Grecia	Japón	Portugal	Taiwán
Bélgica	Eslovenia	Hong Kong	Luxemburgo	Reino Unido	
Canadá	España	Irlanda	Malta	Rep. Checa	
Chipre	EUA	Israel	Noruega	Singapur	

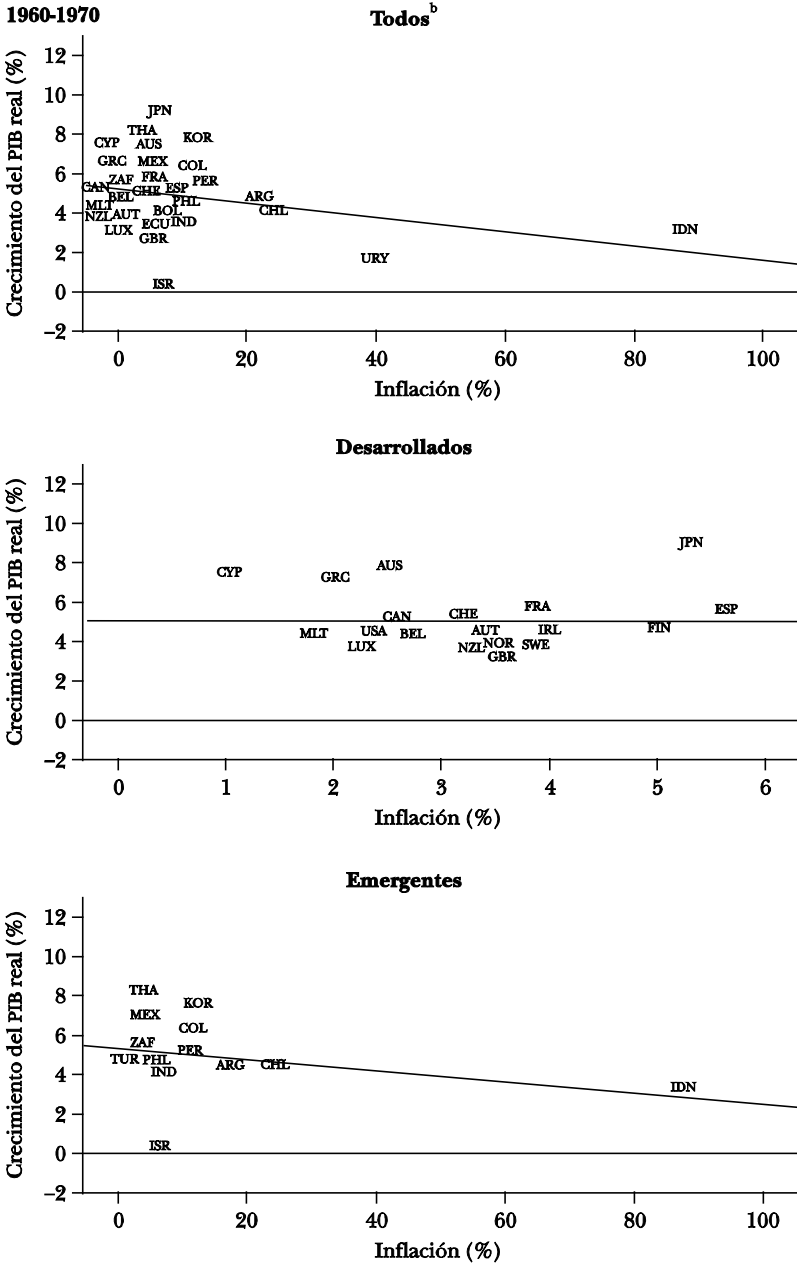
Siglas utilizadas en el análisis de corte transversal:

<i>País</i>	<i>Siglas</i>	<i>País</i>	<i>Siglas</i>
Argentina	ARG	Greece	GRC
Australia	AUS	Hungary	HUN
Austria	AUT	India	IND
Belgium	BEL	Indonesia	IDN
Bolivia	BOL	Ireland	IRL
Brazil	BRA	Israel	ISR
Bulgaria	BGR	Italy	ITA
Canada	CAN	Japan	JPN
Chile	CHL	Korea, Republic of	KOR
China,P.R.: Mainland	CHN	Latvia	LVA
Colombia	COL	Lithuania	LTU
Croatia	HRV	Luxembourg	LUX
Cyprus	CYP	Malaysia	MYS
Czech Republic	CZE	Malta	MLT
Ecuador	ECU	Mexico	MEX
Estonia	EST	New Zealand	NZL
Finland	FIN	Norway	NOR
France	FRA	Paraguay	PRY
Germany	GER	Peru	PER

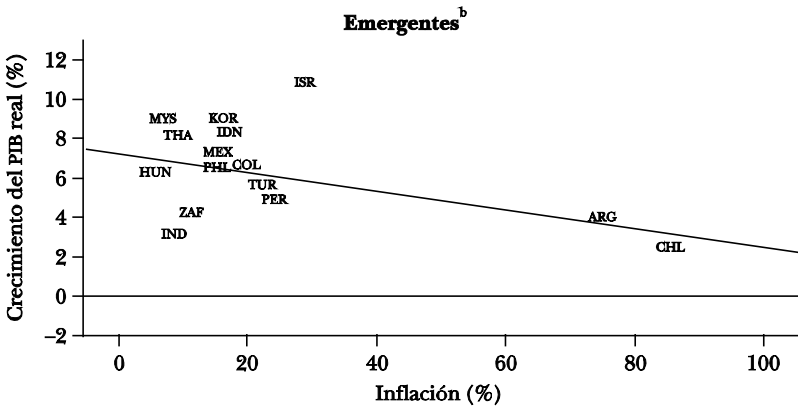
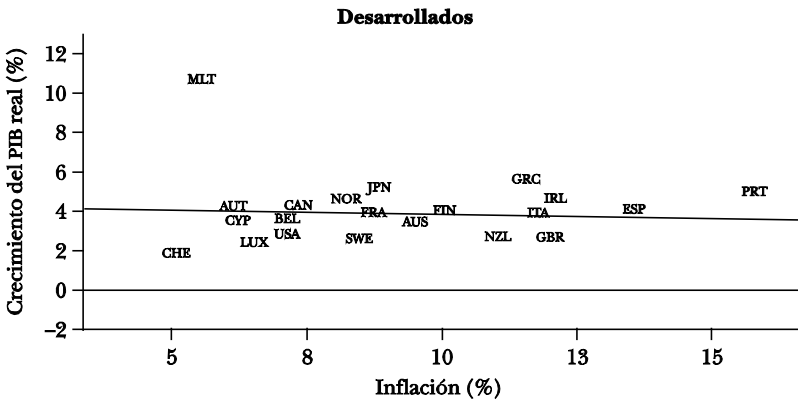
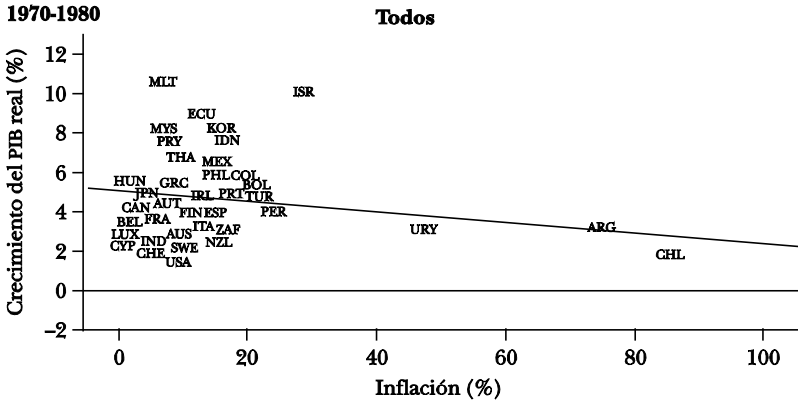
<i>País</i>	<i>Siglas</i>	<i>País</i>	<i>Siglas</i>
Philippines	PHL	Sweden	SWE
Poland	POL	Switzerland	CHE
Portugal	PRT	Thailand	THA
Russian Federation	RUS	Turkey	TUR
Slovak Republic	SVK	United Kingdom	GBR
Slovenia	SVN	United States	USA
South Africa	ZAF	Uruguay	URY
Spain	ESP		

Apéndice B

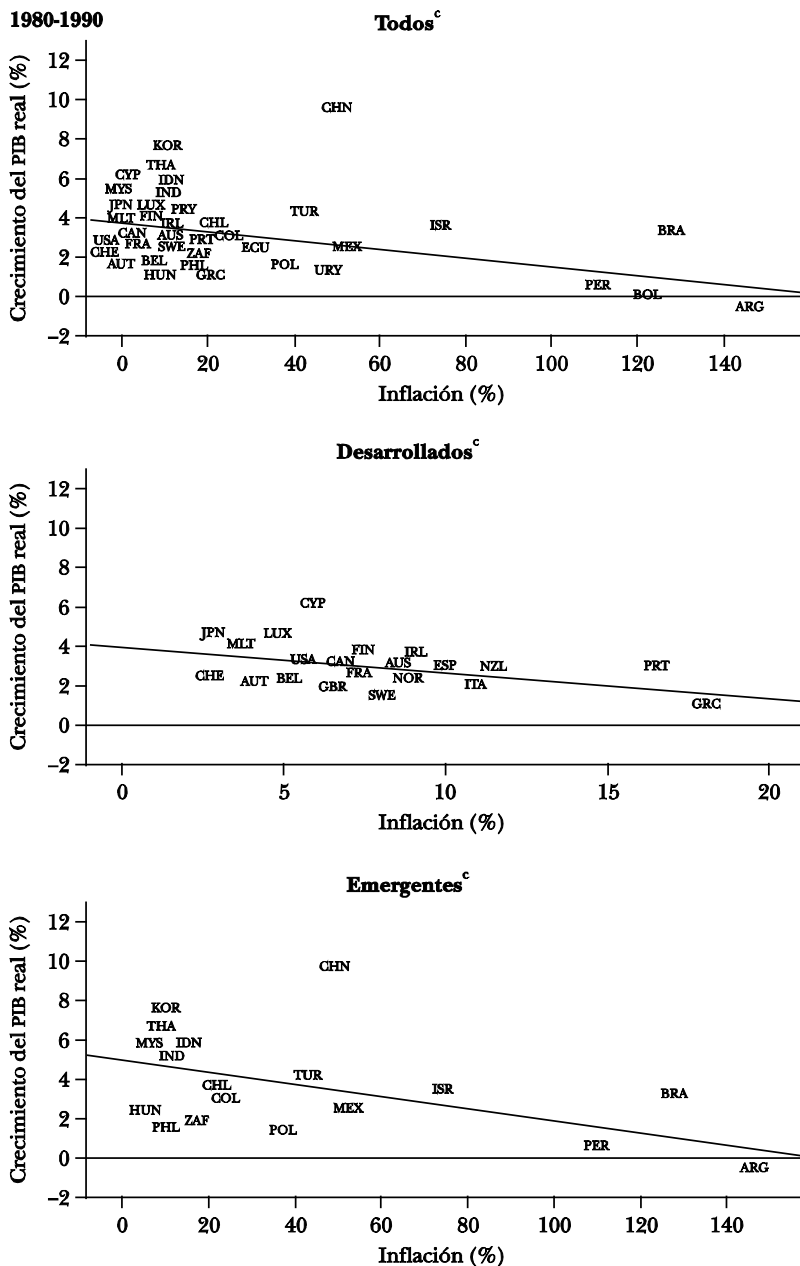
GRÁFICA B.I. RELACIÓN INFLACIÓN-CRECIMIENTO POR DÉCADAS PARA



TRES DIFERENTES GRUPOS^a

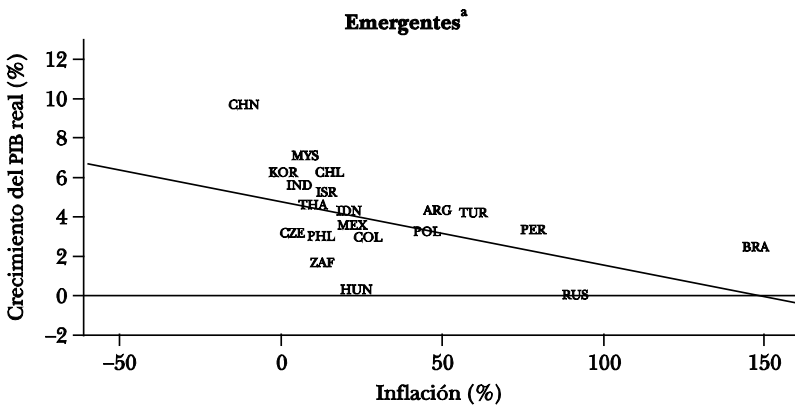
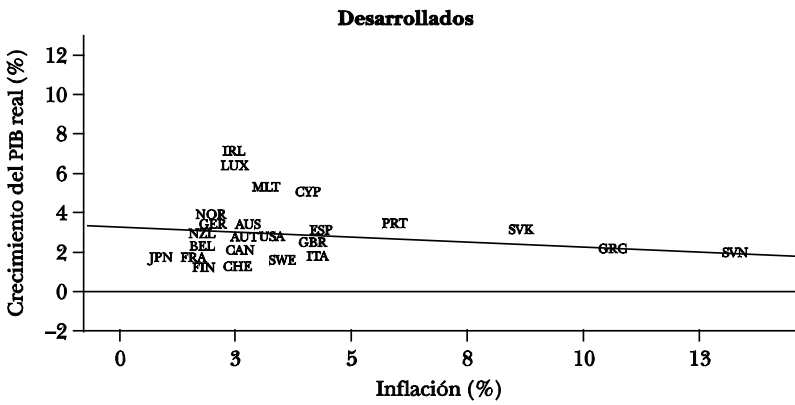
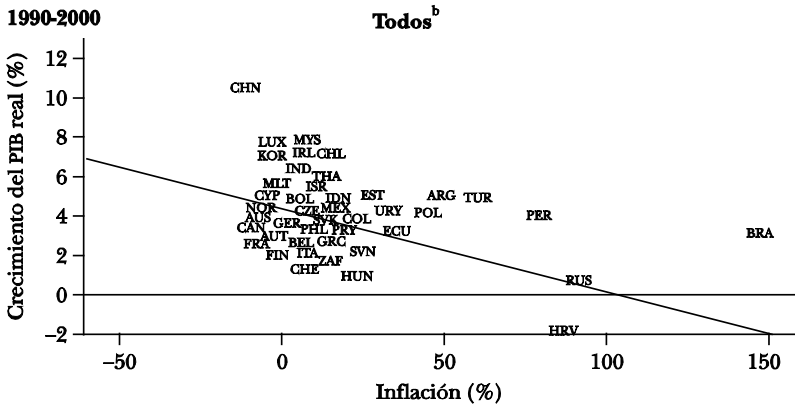


GRÁFICA B.I (concluye)



FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>).

^a Se presenta la asociación y el ajuste lineal entre la inflación y el crecimiento del PIB anual del PIB se mide en términos reales. Cada observación corresponde al promedio de

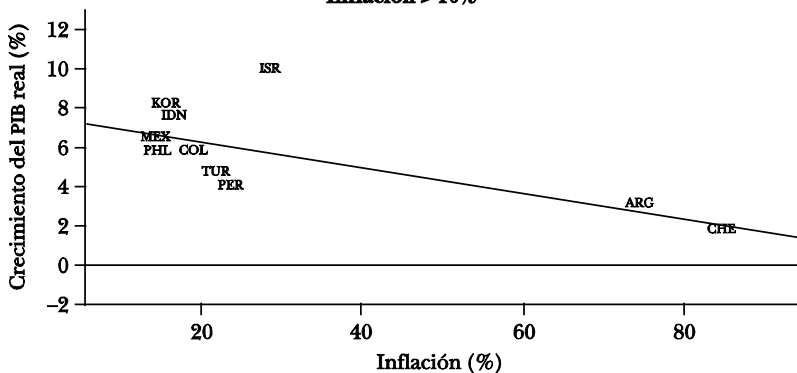


real. La inflación anual se basa en el índice de precios al consumidor. El crecimiento la década presentada. ^b Significativo al 10%. ^c Significativo al 5%.

GRÁFICA B.II. RELACIÓN INFLACIÓN-CRECIMIENTO POR DÉCADAS PARA PAÍSES EMERGENTES CON INFLACIONES DE DOS DÍGITOS^a

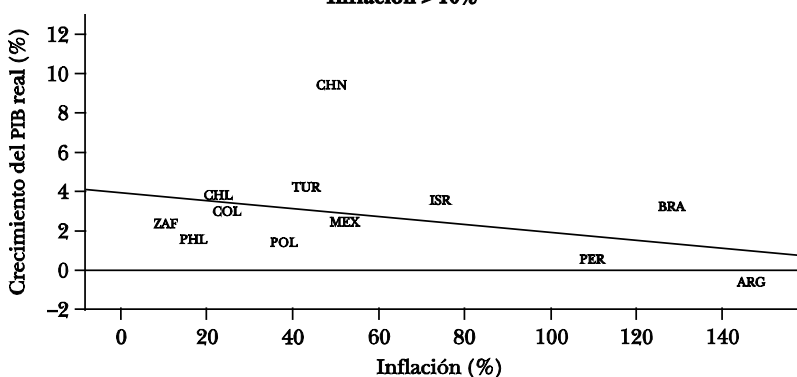
1970-1980

Inflación > 10%^b



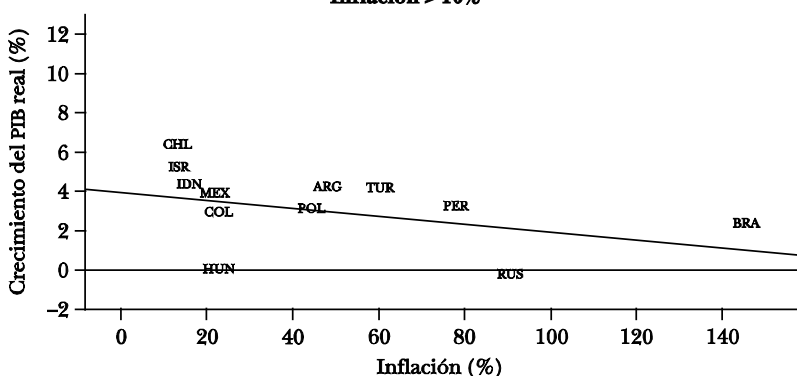
1980-1990

Inflación > 10%^c



1990-2000

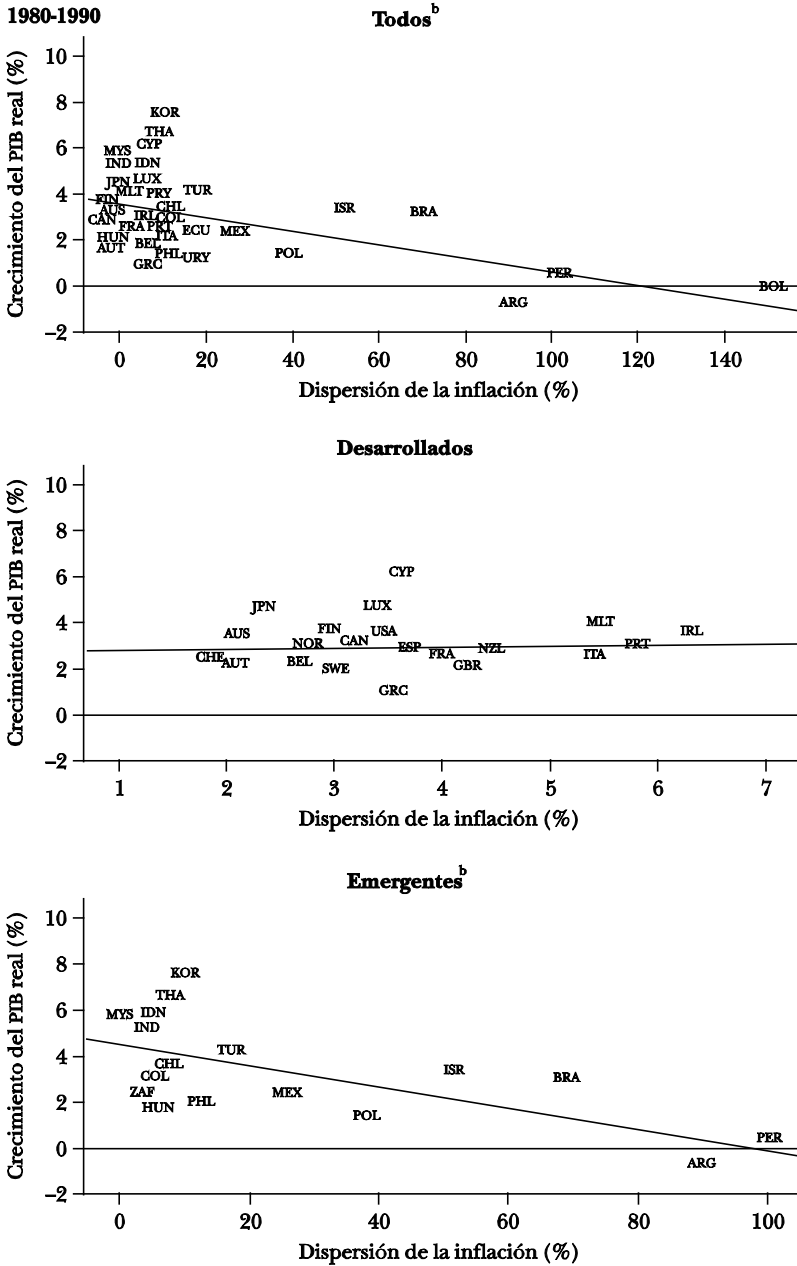
Inflación > 10%



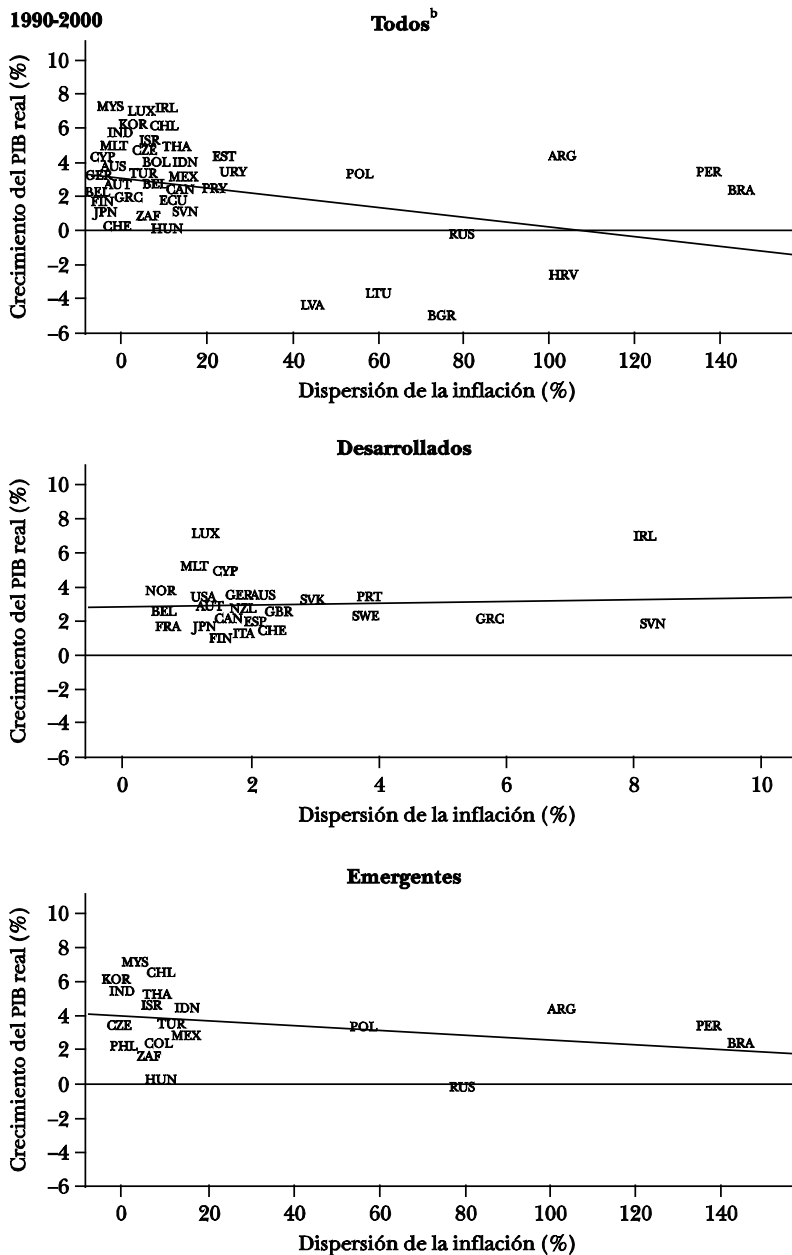
FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>).

^a Se presenta la asociación y el ajuste lineal entre la inflación y el crecimiento del PIB real. La inflación anual se basa en el índice de precios al consumidor. El crecimiento anual del PIB se mide en términos reales. Cada observación corresponde al promedio de la década presentada. ^b Significativo al 5%. ^c Significativo al 10%.

GRÁFICA B.III. RELACIÓN VOLATILIDAD DE LA INFLACIÓN-CRECIMIENTO POR DÉCADA PARA TRES DIFERENTES GRUPOS^a



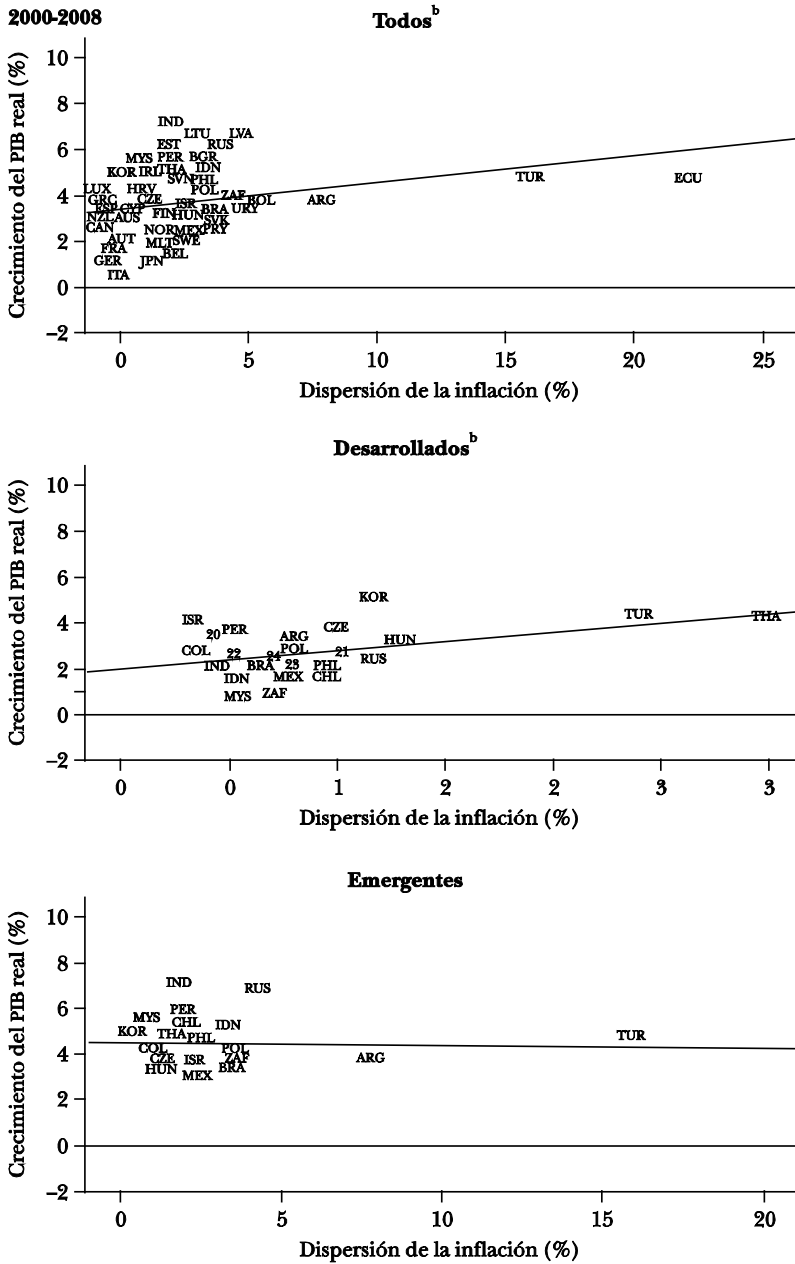
GRÁFICA B.III (concluye)



FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>).

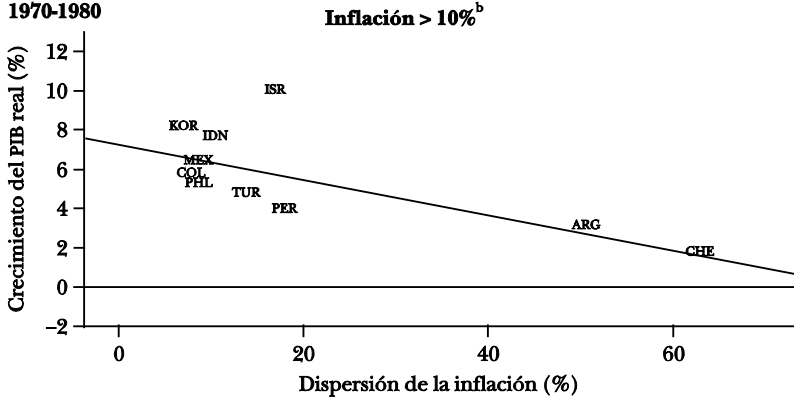
^a Se presenta la asociación y el ajuste lineal entre la dispersión de la inflación y el desvío estándar del crecimiento del PIB real con base en una ventana móvil de diez

^b Significativo al 5%.

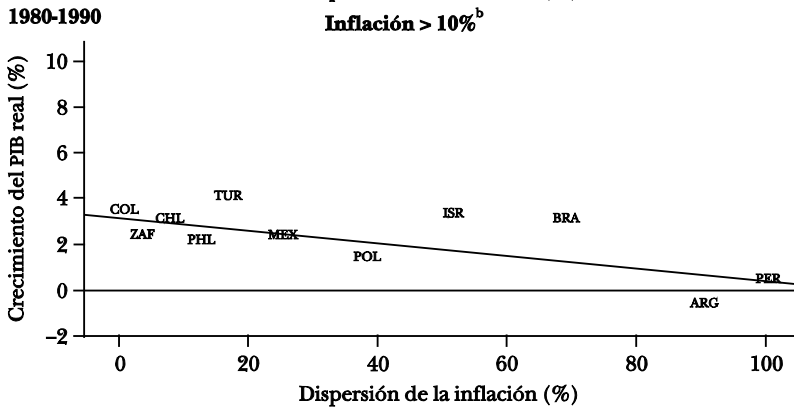


crecimiento del PIB real. La dispersión del crecimiento de cada país se calcula como la dispersión de la inflación de cada país en los años hacia atrás. Cada observación corresponde al promedio de la década presentada.

GRÁFICA B.IV. RELACIÓN VOLATILIDAD DE LA INFLACIÓN-CRECIMIENTO POR DÉCADAS PARA PAÍSES EMERGENTES CON INFLACIONES DE DOS DÍGITOS^a
1970-1980



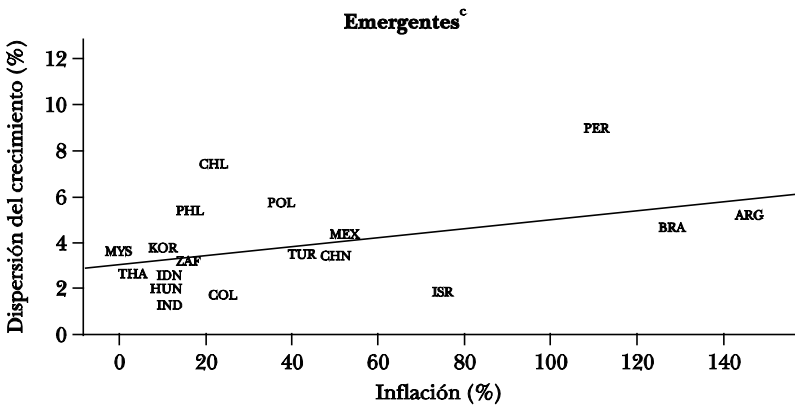
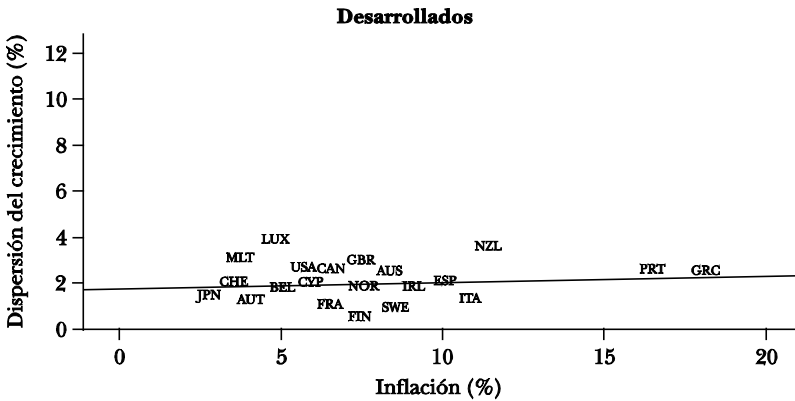
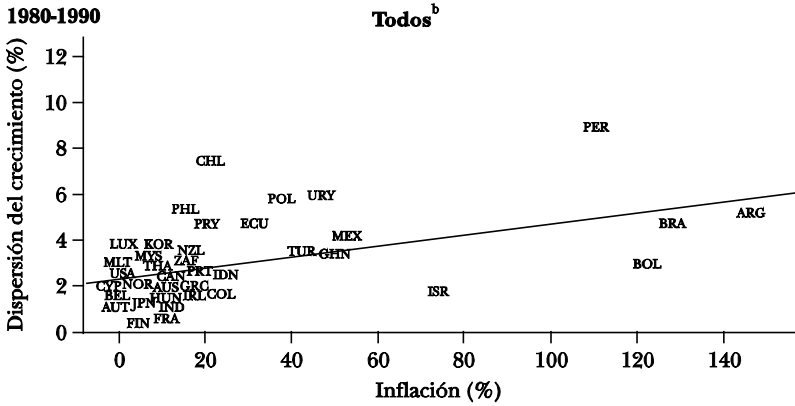
1980-1990



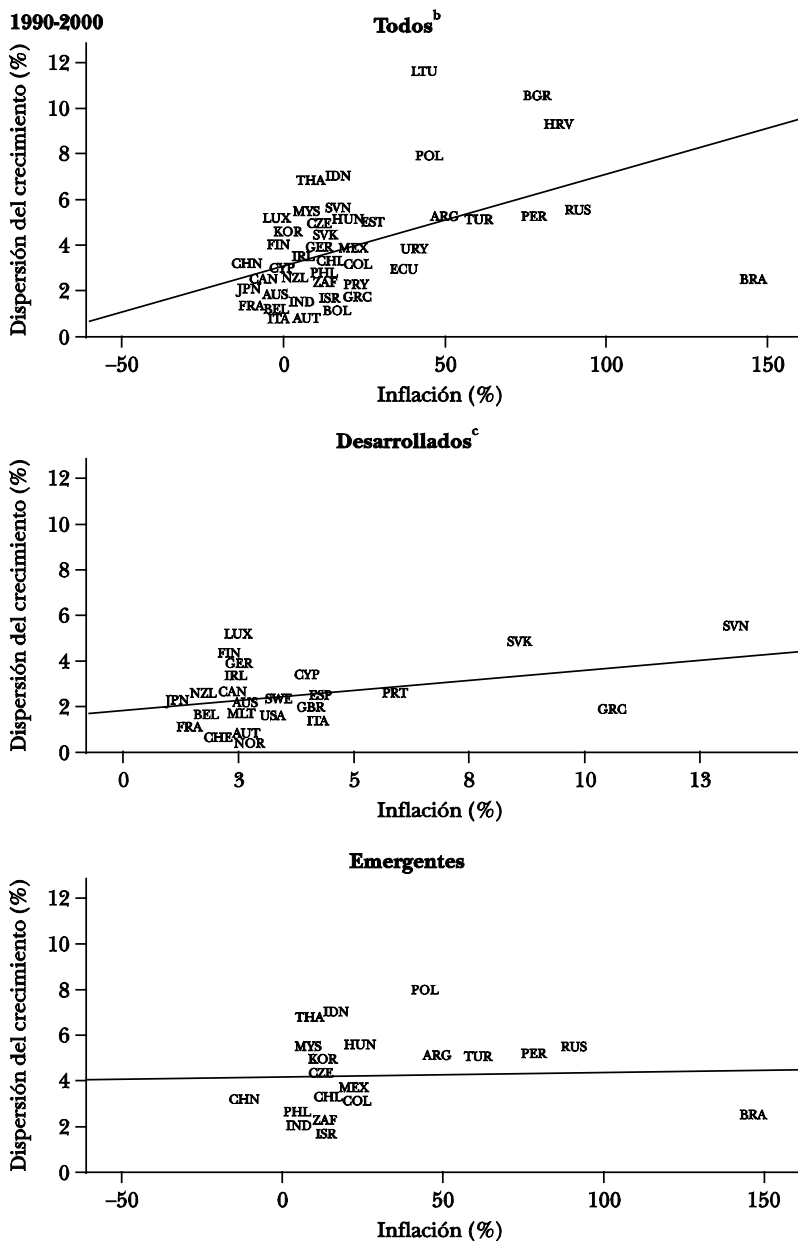
FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>).

^a Se presenta la asociación y el ajuste lineal entre la dispersión de la inflación y el crecimiento del PIB real. La dispersión de la inflación de cada país se calcula como la desviación estándar de la inflación con base en una ventana móvil de diez años hacia atrás. El crecimiento anual del PIB se mide en términos reales. Cada observación corresponde al promedio de la década presentada. ^b Significativo al 5%.

GRÁFICA B.V. RELACIÓN INFLACIÓN-VOLATILIDAD DEL CRECIMIENTO POR DÉCADAS PARA TRES GRUPOS^a

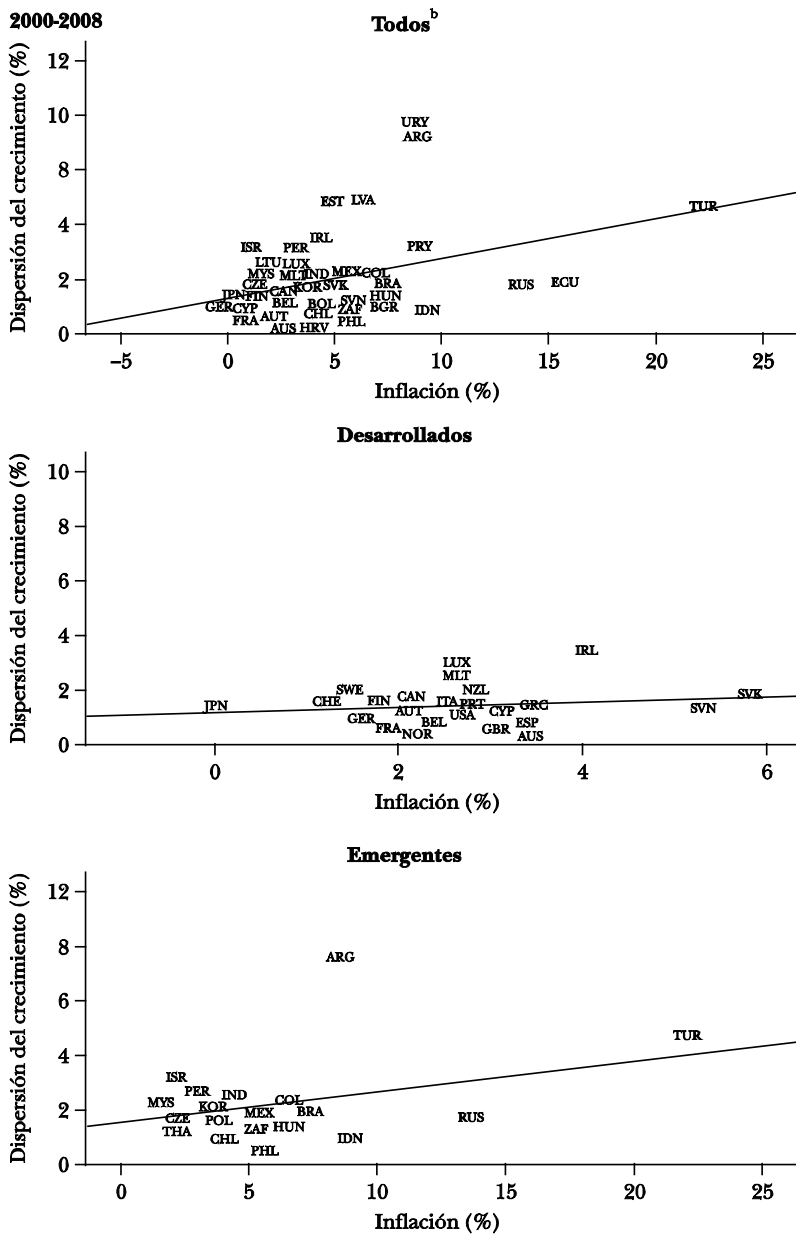


GRÁFICA B.V (concluye)



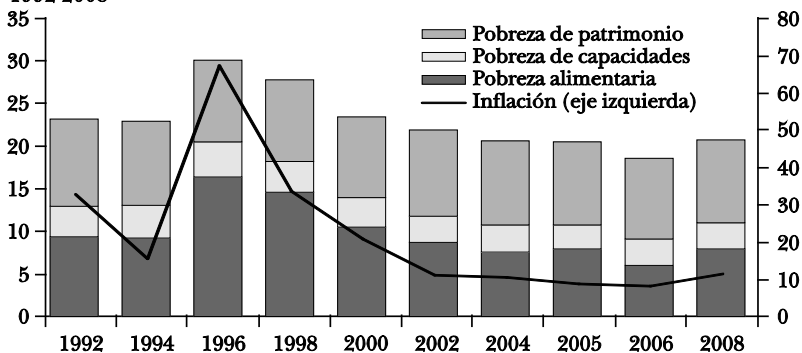
FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>).

^a Se presenta la asociación y el ajuste lineal entre la inflación y la dispersión del La dispersión del crecimiento de cada país se calcula como la desviación estándar da observación corresponde al promedio de la década presentada. ^b Significativo al 5%.



crecimiento del PIB real. La inflación se basa en el índice de precios al consumidor. del crecimiento del PIB real con base en una ventana móvil de diez años hacia atrás. Ca^c Significativo al 10%.

GRÁFICA B.VI. RELACIÓN INFLACIÓN-POBREZA, POR TIPO DE POBREZA, 1992-2008*



FUENTE: Estadísticas del FMI (IFS: <http://www.imfstatistics.org/imf/>). Reporte CONEVAL cifras de Pobreza por ingresos 2008, Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (CONEVAL).

* Inflación anual basada en el índice de precios al consumidor. La *pobreza alimentaria*: incluye los hogares cuyo ingreso es insuficiente para cubrir las necesidades de alimentación de sus miembros, establecidas con base en el costo de la canasta normativa alimentaria. *Pobreza de capacidades*: incluye los hogares en pobreza alimentaria más aquellos cuyos miembros tienen acceso limitado a servicios de educación y salud. *Pobreza de patrimonio*: incluye los hogares en pobreza de capacidades más aquellos cuyo ingreso tampoco alcanza a cubrir el consumo básico en vestido, calzado, vivienda y transporte público.

REFERENCIAS

- Albanesi, S. (2007), "Inflation and Inequality," *Journal of Monetary Economics*, vol. 54, núm. 4, pp. 1088-1114.
- Alesina, A., y A. Drazen (1991), "Why Stabilization Delayed?", *American Economic Review*, vol. 81, pp. 1170-1188.
- Alesina, A., y R. Perotti (1995), *The Political Economy of Budget Deficits*, Fondo Monetario Internacional (Working Papers, núm. 42, pp. 1-31).
- Al-Marhubi, F. (1990), "Cross-Country Evidence on the Link between Inflation Volatility and Growth", *Applied Economics*, vol. 30, núm. 10, pp. 1317-1326.
- Al-Marhubi, F. (1997), "A Note on the Link between Income Inequality and Inflation", *Economic Letters*, vol. 55, pp. 317-319.
- Altig, D. E., y M. F. Bryan (1993), *Policy and Long-run Output: A Sensitivity Analysis*, texto mimeografiado Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Baharoglu, D., y K. Kessides (2000), "Urban Poverty", en *Po-*

- verty Reduction Strategy Paper (PRSP) Sourcebook*, Banco Mundial, abril, Washington, D. C.
- Barro, R. (1990), *Macroeconomics*, 3a. ed., Wiley, Nueva York.
- Barro, R. (1995), *Inflation and Economic Growth*, NBER (Working Paper, núm. 5326).
- Bose, N., y A. Murshid (2008), “Mitigating the Growth-Effects of Inflation through Financial Development”, *The B.E. Journal of Macroeconomics*, vol. 8, núm. 1 (Topics).
- Cardoso, E. (1992), *Inflation and Poverty*, NBER (Working Paper, núm. 4006).
- Cecchetti, S., A. Flores-Lagunes, y S. Krause (2006), “Has Monetary Policy Become more Efficient? A Cross-Country Analysis”, *The Economic Journal*, vol. 116, núm. 511(04), pp. 408-433.
- Clarida, R., J. Galí, y M. Gertler (2000), “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 115, pp. 147-180.
- Clark, T. E. (1997), “Cross-Country Evidence on Long-Run Growth and Inflation”, *Economic Inquiry*, vol. 35, pp. 70-81.
- Cukierman, A., S. Edwards, y G. Tabellini (1992), “Segniorage and Political Instability”, *American Economic Review*, vol. 82, pp. 537-555.
- Cukierman, A., S. Webb y B. Neyapti (1992), “Measuring the Independence of Central Banks and its Effects on Policy Outcomes”, *World Bank Economic Review*, vol. 6, pp. 353-398.
- Dalsgaard, T., J. Elmeskov, y C. Park (2002), *Ongoing Changes in the Business Cycle-Evidence and Causes*, OECD, Economics Department (Working Paper, núm. 315).
- De Gregorio, J. (1993), “Inflation, Taxation, and Long-Run Growth”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 31, pp. 271-298.
- Deutsch, J., y J. Silber (2005), “Measuring Multidimensional Poverty: An Empirical Comparison of Various Approaches”, *Review of Income and Wealth*, vol. 51, pp. 145-174.
- Dolmas, J., G. W. Huffman y M. A. Wynne (2000), “Inequality, Inflation and Central Bank Independence”, *Canadian Journal of Economics*, vol. 33, núm. 1, pp. 271-287.
- Dwyer, G., y R. Hafer (1988), “Is Money Irrelevant?”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 70, pp. 3-17.
- Easterly, W., y S. Fischer (2001), “Inflation and the Poor”, *Journal of Money, Credit and Banking*, parte 1, pp.159-178.

- Ericsson, N. R., J. S. Irons y R. W. Tryon (1993), *Output and Inflation in the Long Run*, texto mimeografiado, Division of International Finance, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Estrella, A., y F. Mishkin (1997), "Is There a Role for Monetary Aggregates in the Conduct of Monetary Policy?", *Journal of Monetary Economics*, vol. 40, pp. 279-304.
- Fischer, S. (1983), *Inflation and Growth*, NBER (Working Paper, núm. 1235).
- Fischer, S. (1991), "Growth, Macroeconomic, and Development", *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 6, pp. 329-364; también en: NBER (Working Paper, núm. 3702).
- Fischer, S. (1993), "The Role of Macroeconomic Factors in Growth", *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, núm. 3, pp. 485-512.
- Fischer, S., y F. Modigliani (1978), "Towards an Understanding of the Real Effects and Costs of Inflation", *Weltwirtschaftliches Archiv*, pp. 810-832.
- Geweke, J. (1986), "The Superneutrality of Money in the United States: An Interpretation of the Evidence", *Econometrica*, vol. 54, núm. 1, pp.1-21.
- Greenwood, J., y B. Jovanovic (1990), "Financial Development, Growth, and the Distribution of Income", *Journal of Political Economy*, vol. 98, pp. 1076-1107.
- Judson, R., y A. Orphanides (1999), "Inflation, Volatility and Growth", *International Finance*, vol. 2, núm. 1, pp. 117-138.
- Kaminsky, L., y A. Pereira (1996), "The Debt Crisis: Lessons of the 1980's for the 1990's", *Journal of Development Economics*, vol. 50, pp. 1-24.
- King, R., y R. Levine (1993), "Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 108, pp. 717-738.
- Kormendi, R. C., y P. Meguire (1985), "Macroeconomic Determinants of Growth: Cross-Country Evidence", *Journal of Monetary Economics*, vol. 16, núm. 2, pp. 141-163.
- Lambert, P. J. (1993), *The Distribution and Redistribution of Income: A Mathematical Analysis*, Manchester University Press, Manchester.
- Lee, J. (1999), "The Inflation and Output Variability Tradeoff: Evidence from a Garch Model", *Economics Letters*, vol. 62, núm. 1, pp. 63-67.

- Levine, R., y S. Zervos (1993), "What Have We Learned About Policy and Growth from Cross-Country Regressions?", *The American Economic Review*, vol. 83, núm. 2, pp. 426-430.
- Levine, R., y S. Zervos (1998), "Stock Markets, Banks, and Economic Growth", *American Economic Review*, vol. 88, pp. 537-558.
- Martínez, L. (1998), *El efecto de la inflación en la distribución del ingreso*, Banco de México (Documento de Investigación, núm 9806).
- McCallum, B. (1984), "On Low-Frequency Estimates of Long-Run Relationships in Macroeconomics", *Journal of Monetary Economics*, vol. 14, núm. 1, pp. 3-14.
- McCandless, G., y W. Weber (1995), "Some Monetary Facts", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 19, núm. 3, pp. 2-11.
- Motley, Brian (1994), *Growth and Inflation: A Cross-Country Study*, Center for Economic Policy Research, Stanford University, March (CEPR Publication, núm. 395).
- Mulligan, C., y X. Sala-i-Martin (2000), "Extensive Margins and the Demand for Money at Low Interest Rates", *Journal of Political Economy*, vol. 108, núm. 5, pp. 961-991.
- Neusser, K., y M. Kugler (1998), "Manufacturing Growth and Financial Development: Evidence from OECD Countries", *Review of Economic Statistics*, vol. 80, pp. 636-646.
- Pakko, M. (1994), *Inflation and Money Growth in the Former Soviet Union*, *International Economic Conditions*, vol. 1, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Phillips, A. W. (1958), "The Relationship Between the Unemployment Rate and the Rate of Change in Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957", *Economica*, vol. 25, pp. 283-299.
- Poole, W. (1994), "Keep the Min Monetary Policy", *Jobs & Capital*, vol. 3, pp. 2-5.
- Powers E. T. (1995), "Inflation, unemployment, and poverty revisited", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Cleveland, núm. Q-III, pp. 2-13.
- Rolnick, A., y W. Weber (1997), "Inflation, Money, and Output under Alternative Monetary Standards", *Journal of Political Economy*, vol. 105, núm. 6, pp. 1308-1321.
- Romer, C., y D. Romer (1998), *Monetary Policy and the Well-Being of the Poor*, NBER (Working Paper, núm. 6793).

- Sarel, M. (1996), *Nonlinear Effects of Inflation on Economic Growth*, FMI (Working Paper, núm. 95/56, pp. 199-215).
- Summers, P. (2005), "What Caused the Great Moderation? Some Cross-Country Evidence", *Economic Review*, núm. Q-III, pp. 5-32.
- Székely, M. (2005), *Pobreza y desigualdad en México entre 1950 y el 2004*, SEDESOL (Documentos de Investigación).

Diego Gianelli

El traspaso de tasas de interés en el sistema bancario uruguayo

I. MOTIVACIÓN

Desde septiembre del 2007 el Banco Central del Uruguay (BCU) implementó la política monetaria utilizando una tasa interés nominal de corto plazo como instrumento operativo en un régimen de metas de inflación flexible. En este esquema el primer eslabón sobre el cual operan los canales de transmisión es el traspaso entre la tasa de referencia hacia las tasas activas y pasivas del sistema bancario. *Cuantificar esta relación y comprender el proceso de traspaso será el objetivo central de este estudio.*

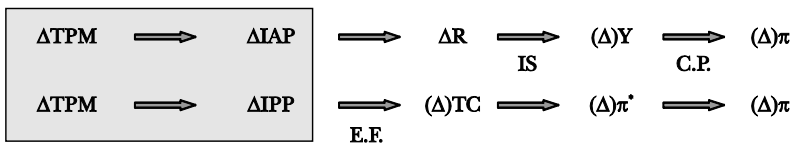
La relevancia de estimar adecuadamente el traspaso de la

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el estudio de D. Gianelli, investigador del Área de Investigaciones Económicas del Banco Central del Uruguay y de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República –Uruguay. Una primera versión del documento fue presentada en la XV Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, auspiciada por el Banco Central de Bolivia y el CEMLA, celebrada en La Paz, del 3 al 5 de noviembre de 2010. El autor agradece los comentarios de Gerardo Licandro, Jorge Ponce y José Antonio Licandro; sin perjuicio de ello, el contenido expuesto en el siguiente estudio es de exclusiva responsabilidad del autor.

tasa referencial al conjunto de tasas del sistema bancario radica en que las relaciones macroeconómicas relevantes para la política monetaria involucran tasas de interés distintas de la tasa de política monetaria (TPM). En particular, la IS relaciona una tasa activa real de mediano o largo plazo en moneda nacional (R) con la brecha de actividad (Y); mientras que la ecuación de Fisher (EF) opera sobre el tipo de cambio nominal (TC) de corto plazo a través de las tasas nominales pasivas (IPP) a muy corto plazo.

En lo que respecta al canal de la demanda agregada existe una relación entre la respuesta mínima necesaria de la política monetaria a los desalineamientos en las expectativas inflacionarias y el coeficiente de traspaso. En este sentido, Kwapil y Scharler (2006) plantean que con un traspaso inferior a uno entre la tasa referencial de política monetaria y las relativas a las decisiones de gasto el *principio de Taylor* no sería condición suficiente para la estabilidad de precios.¹ En este contexto, los choques monetarios se traducirían imperfectamente en las tasas activas nominales (IAP) y reales; por lo cual, para afectar la demanda agregada en la dirección adecuada, la TPM debería sobrerreaccionar a los desalineamientos en las expectativas inflacionarias.

DIAGRAMA 1. CANALES DE TRANSMISIÓN DE POLÍTICA MONETARIA



Un estudio comprensivo en la materia deberá abordar: *i*) el grado de completitud en el traspaso a largo plazo; *ii*) la velocidad de convergencia al estado estacionario; *iii*) la dinámica de corto plazo asociada a choques en la tasa referencial; *iv*) posibles elementos de asimetría; y *v*) no linealidades asociadas a cambios estructurales.

¹ El principio de Taylor sostiene que frente a un aumento dado en las expectativas de inflación, la reacción en la TPM debe ser al menos de igual magnitud para estabilizar las expectativas.

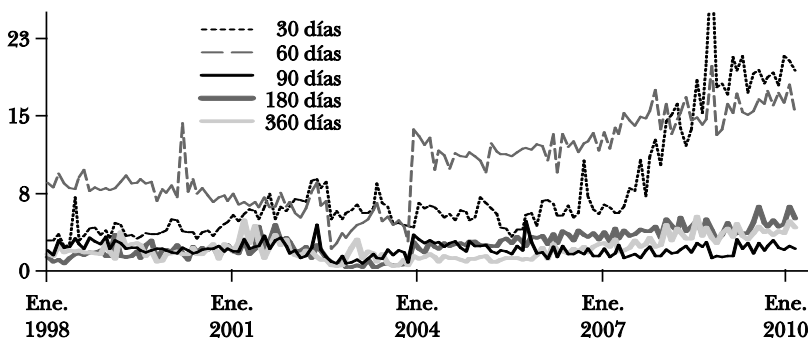
II. ANTECEDENTES Y MARCO TEÓRICO

1. La estructura del sistema bancario en Uruguay

La participación de los depósitos y créditos en moneda nacional, respecto al total de créditos otorgados ha oscilado entre 10% y 30% entre enero de 1998 y enero de 2010, en un sistema bancario caracterizado por una alta incidencia de la banca oficial (50%) e índices de concentración que sugerirían una escasa competencia.²

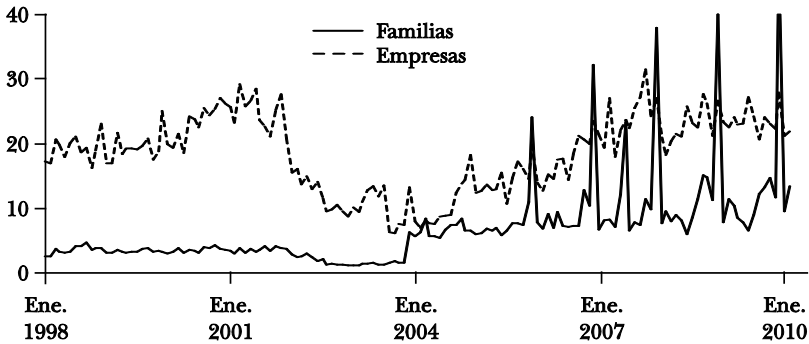
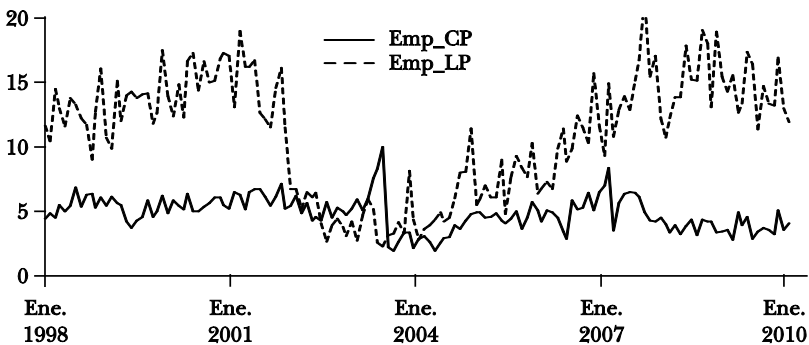
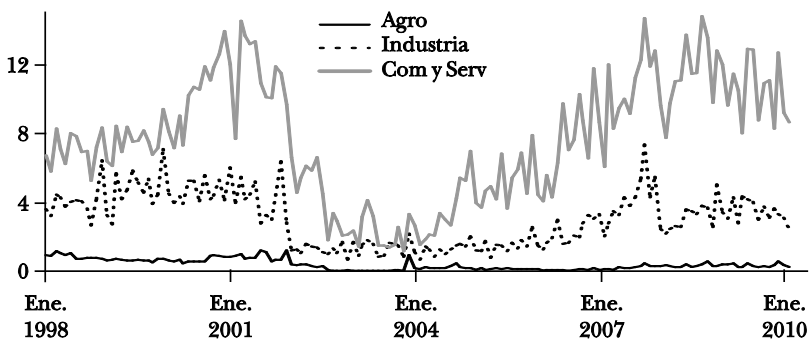
Dentro de las operaciones pasivas en moneda nacional el mercado más profundo es a 60 días. Si bien se observa un incremento importante durante el periodo analizado en los montos más líquidos, el número de operaciones a 30 días continúa siendo reducido. Buena parte de ese volumen se asocia a una mayor bancarización en el pago de sueldos y se debe al subsegmento de cuentas corrientes y cajas de ahorro, el cual no es altamente competitivo en precios.

GRÁFICA I. CAPITAL OPERADO PASIVAS, 1998-2010



El tamaño relativo del crédito total a empresas y familias es similar. No obstante, mientras que la mayor proporción de dichas operaciones se concentran para el caso de familias en sobregiros de cuenta corriente; para el caso de empresas, tanto los montos como el número de operaciones se concentra

² Los índices de Herfindahl-Hirschman para el mercado de depósitos han estado estables en torno a 0.3 y para créditos en torno 0.2, lo cual implica que el número equivalente de empresas compitiendo a la Cournot es de tres y cinco respectivamente. En ambos casos el grado de competencia es limitado.

GRÁFICA II. CAPITAL OPERADO ACTIVAS, 1998-2010**GRÁFICA III. CAPITAL OPERADO EMPRESAS, 1998-2010****GRÁFICA IV. CAPITAL OPERADO SECTORES +30D, 1998-2010**

en plazos mayores a los 30 días. La concentración del crédito a familias en el Banco República hace que dicho segmento no sea muy competitivo.

Desde el punto de vista sectorial, el mercado de crédito en moneda nacional a plazos mayores a 30 días se concentra

fuertemente en el subsector comercio y servicios. La industria y especialmente la agropecuaria, en cuanto a los sectores transables, concentrarían su financiamiento en moneda extranjera, con escasa participación en el crédito en pesos.

De este modo, los mercados relativamente más profundos en moneda nacional serían: dentro del segmento de depósitos, los pactados a 60 y en menor medida a 30 días; por el lado del crédito a empresas a plazos mayores de 30 días sobresale el concedido al sector comercio y servicios. Si bien se realizará un estudio con mayor nivel de apertura, la atención será concentrada especialmente en estos subsegmentos.

2. Breve contextualización teórica

El traspaso de la tasa de interés de política monetaria a las restantes tasas del sistema puede considerarse un caso particular del traspaso de costos a precios, donde la tasa referencial representaría el costo de oportunidad de captar o colocar fondos. La teoría microeconómica establece que en competencia perfecta, con información completa y ausencia de costos de menú u otras rigideces, el traspaso debería ser completo. No obstante, en un contexto de competencia monopolística, donde cada firma operaría como un monopolista con sustitutos cercanos sobre segmentos específicos del mercado existe espacio para que el traspaso sea distinto de uno. Este dependerá en última instancia de la elasticidad de demanda del respectivo segmento.³

A continuación se presentan dos modelos teóricos alternativos bajo los cuales pueden sostenerse traspasos mayores o menores a uno entre la TPM y las tasas bancarias. Modelos con énfasis en el proceso de intermediación pueden verse en Freixas y Rochet (2009).

El modelo propuesto por De Bondt (2002) parte del supuesto que existen dos tipos de deudores del sistema bancario, uno libre de riesgo al que se le cobra r_i^1 y otro con una cierta probabilidad de incumplimiento (δ), la cual es conocida por el banco y crece con la tasa de interés r_i^2 . De este modo, la condición de arbitraje financiero implica que:

³ Otras imperfecciones en el mercado bancario permitirán elaborar hipótesis respecto a asimetrías en el coeficiente de traspaso.

$$r_t^1 = r_t^2 * (1 - \delta) = \alpha + r_t^{TPM},$$

con:

$$r_t^m = \tau_1 * r_t^1 + \tau_2 * r_t^2,$$

y:

$$\partial(\delta) / \partial r_t^2 \geq 0$$

por lo cual:

$$\text{si: } \partial r_t^1 / \partial r_t^{TPM} = 1 \text{ y } \partial r_t^2 / \partial r_t^{TPM} \geq 1, \text{ entonces: } \partial r_t^m / \partial r_t^{TPM} \geq 1.$$

A partir de esta representación simple del problema que enfrenta la institución bancaria se obtiene un resultado en donde en promedio los bancos aumentan las tasas activas más que proporcionalmente a la TPM para compensar el incremento en el riesgo crediticio.

Una propuesta algo más elegante consiste en introducir una probabilidad de incumplimiento (δ) en el modelo de Monte-Klein; en el cual, las instituciones bancarias maximizan la siguiente función de utilidad:

$$U(L, D) = (\delta * i_L(L) - r_t^{TPM}) * L + (r_t^{TPM}(1 - \omega) - i_D(D))D - C(L, D).$$

Donde L es el crédito ofertado; D los depósitos recibidos; i_L e i_D las tasas activas y pasivas respectivamente; ω el encaje sobre depósitos; y $C(L, D)$ una función de costos convexa en créditos y depósitos para la industria bancaria. De este modo, maximizando la ecuación previa y reagrupando convenientemente se llega a las siguientes expresiones:

$$i_L = (\varepsilon_L / (\varepsilon_L - 1) \delta) * (r_t^{TPM} + \partial C / \partial L)$$

y:

$$i_D = (\varepsilon_D / (\varepsilon_D + 1)) * ((1 - \omega) * r_t^{TPM} - \partial C / \partial D).$$

En donde: $\varepsilon_L = (i_L * \partial L / \partial i_L) / L$ y $\varepsilon_D = (i_D * \partial D / \partial i_D) / D$ representan las elasticidades de oferta y demanda respectivamente.⁴

La principal implicación de este modelo es que tanto los

⁴ La elasticidad de oferta ε_L se asume mayor a uno para garantizar la solución al problema de la firma.

márgenes como el traspaso dependen de la estructura competitiva del mercado. Para el caso de competencia perfecta $\varepsilon \rightarrow \infty$ y en ausencia de riesgo de incumplimiento y encajes el traspaso tiende a ser unitario en ambos mercados y el margen refleja el costo marginal operativo. A medida que las firmas aumentan su poder monopólico o la percepción de riesgo de impago, el traspaso en las tasas activas medido por $(\varepsilon_L / (\varepsilon_L - 1))\delta$ tiende a ser mayor a la unidad. Para el caso de las tasas pasivas, el traspaso dependerá del tamaño de los encajes efectivos y la propia elasticidad; lo cual, para valores razonables de $(\varepsilon_D / (\varepsilon_D + 1)) * (1 - \omega)$ se asocia a una transmisión incompleta.

Un modelo alternativo surge de implementar un problema de extracción de señales a la Lucas para la internalización del sesgo monetario en el manejo de los márgenes financieros. Este esquema es especialmente apropiado para contextualizar el traspaso en las tasas pasivas. En este modelo se asume que las firmas observan la TPM e intentan a partir de ella extraer una señal del sesgo monetario (m_t), o sea:

$$r_t = \alpha + r_t^{TPM} + v_t$$

con:

$$v_t \rightarrow N(0, \sigma_v)$$

y:

$$r_t^{TPM} = m_t + \varepsilon_t$$

con:

$$\varepsilon_t \rightarrow N(0, \sigma_\varepsilon)$$

De este modo, si el mejor predictor lineal del sesgo monetario es de la forma:

$$P(m_t / r_t) = \beta * r_t^{TPM}$$

y se obtiene tal que:

$$\text{Min}^\beta E(m_t - \beta * r_t^{TPM})^2,$$

la solución estándar implica que:

$$\beta = (1 + (\sigma_\varepsilon^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_\varepsilon^2)))^{-1} = (1 / 1 + r_{ss}) \leq 1.$$

con lo cual:

$$r_t = \alpha + (1 / 1 + rss) * r_t^{TPM} ,$$

siendo:

$$rss = \sigma_\varepsilon^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_\varepsilon^2).$$

De este modo, el coeficiente de traspaso depende inversamente del coeficiente ruido a señal (rss); tal que, en ausencia de ruido ($\sigma_\varepsilon=0$) el traspaso opera completamente, y se reduce a medida que la señal se diluye ($\sigma_v/\sigma_\varepsilon \rightarrow 0$). Esta interpretación del proceso sería consistente con traspasos completos o parciales, concentrando la atención en la capacidad del banco central para transmitir eficazmente el sesgo en su política.

Desde un ángulo estrictamente financiero, las tasas siempre pueden interpretarse como el resultado de un ejercicio de arbitraje en el cual interviene la proyección de las futuras tasas de política $E_{t-1}(rtpm_t)$ en el horizonte de referencia y los ajustes a computar en los distintos premios financieros $\sum_{K=1}^h \alpha_i^K$,

lo cual *ex ante* esta sujeto a incertidumbre. De este modo:

$$(1) \quad r_t^n = \left[\left(1 + \sum_{K=1}^h \alpha_0^K + rtpm_0 \right) * \prod_{t=1}^n \left[1 + E_{t-1} \left(\sum_{K=1}^h \alpha_i^K + rtpm_t \right) \right] \right]^{1/(n+1)} - 1 .$$

Esto significa que la tasa r_t^n en el momento t para el plazo n será aquella que surja de calcular la productoria de tasas a un día durante el plazo considerado ajustadas por un conjunto k de premios distintos a la *duración* (como pueden ser: de contraparte; liquidez; convexidad; etcétera).

Por último, la existencia de costos de menú en un contexto de volatilidad en el manejo monetario sería consistente con una dinámica de corto plazo sujeta a inercia, dicho caso sería uno de *tasas pegajosas*.

3. Literatura previa

Esta temática ha recibido mucha atención a partir de fines de los años noventa, periodo durante el cual numerosas economías transitaron hacia metas de inflación. Un estudio pionero corresponde a Cottarelli y Kourelis (1994) quienes

encuentran un rango entre 0.6 y 1.5 para el traspaso de largo plazo en las tasas activas para un grupo amplio de países. Estudios recientes muestran evidencia en cuanto a la dispersión de los resultados, tanto entre economías como por tipo de producto bancario.

Berstein y Fuentes (2003) encuentran para Chile que el traspaso de corto plazo para el promedio del sistema bancario sería de aproximadamente 0.8, siendo de 1.1 el traspaso de largo plazo en las tasas activas. Lahura (2005) encuentra en un estudio para Perú traspasos de largo plazo en el intervalo de 0.55 para tasas pasivas y 1.45 para tasas activas; así mismo, dicho estudio enfatiza el hecho de que el traspaso entre tasas habría crecido significativamente a partir de la incorporación de un corredor de tasas en febrero 2001. Por su parte, Durán y Esquivel (2008) encuentran para Costa Rica en promedio un traspaso de 1.2 para las tasas activas y de 0.75 para las pasivas. Estos autores también encuentran un incremento significativo en el traspaso luego del abandono del régimen de bandas cambiarias. Finalmente, Betancourt, Misas y Bonilla (2008) proponen un modelo de traspaso markoviano con cambio de régimen para Colombia, en donde la probabilidad de los estados se define en función de la volatilidad del propio proceso, generando como resultado que el traspaso sería mayor en estados más volátiles y menor en los estados más estables. En el presente estudio se intentará incorporar esta característica en modelos tradicionales de series de tiempo.

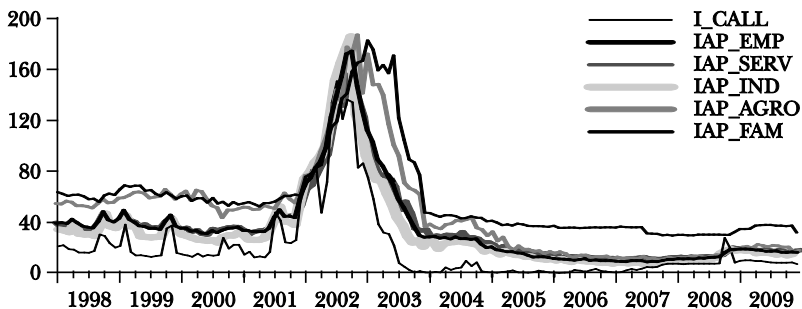
En términos generales, los resultados propuestos por los estudios relevados, mostrarían un traspaso de largo plazo mayor a uno para las tasas activas y uno inferior para las tasas pasivas, junto a un aparente aumento del coeficiente a partir del uso de regímenes monetarios en los cuales la tasa de interés juega un papel más activo. Los resultados a nivel internacional sugieren que el modelo propuesto por De Bondt (2002), el cual es consistente con la noción de un acelerador financiero, sería particularmente útil para interpretar la dinámica de las tasas activas; y el relativo al procedimiento de extracción de señales para la fijación de tasas pasivas. Este, veremos, también es el caso para Uruguay.

III. MODELOS DE SERIES TEMPORALES

Las series que se utilizan en el presente estudio son: la tasa activa (*iap_*) a empresas (*_emp*) de corto (*_c*) y largo (*_l*) plazo; dentro de ella, la relativa al sector agropecuario (*_agr*); industrial (*_ind*); y comercio y servicio (*_serv*). Así mismo, se incluirá la tasa activa a familias promedio (*_fam*) y un conjunto de tasas pasivas (*ipp_*), a saber: a 30 días (*_30*); 60 días (*_60*); 90 días (*_90*); 180 días (*_180*); y 360 días (*_360*).⁵ De este modo, se dará cobertura a un conjunto amplio de tasas promedio del sistema bancario, lo cual permitirá comparar comportamientos por segmento de mercado. La tasa sobre la cual se determinará el traspaso será la *call* interbancaria a un día (*i_call*), la cual se asumirá como representativa del sesgo de política monetaria.

Es notoria la presencia de un comportamiento disímil para cada una de las tasas entre los distintos periodos de la muestra, especialmente a partir de fines de 2001 y hasta mediados de 2003 durante el cual el contexto financiero sufrió un estrés apreciable. Empero, no es evidente *a priori* que se haya alterado significativamente la relación entre las tasas. Esta será una hipótesis a explorar.

GRÁFICA V. TASAS ACTIVAS, 1998-2009

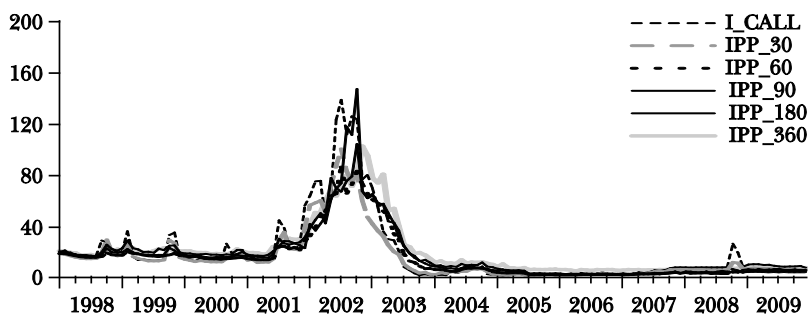


A continuación se abordará el trabajo empírico para medir la relación entre las tasas bancarias y la tasa *call*; el proceso será el siguiente: discusión de las metodologías disponibles;

⁵ Para el cálculo de las mencionadas tasas medias se pondera cada operación por el capital o monto de la misma, estableciéndose un ponderador diferencial según el plazo, con un ajuste para las operaciones a menos de 30 días.

presentación de los resultados referenciales para cada una de ellas, donde se señalan limitaciones específicas y se proponen diversos mecanismos para subsanarlas. Adicionalmente, se compararán los resultados de ejercicios de impulso-respuesta simulando choques de política monetaria. Para complementar la discusión, y en la medida en que dicho segmento ocupa una participación dominante del mercado, se evaluará si existe un traspaso relevante de la tasa *call* interbancaria a las tasas en moneda extranjera del sistema bancario.

GRÁFICA VI. TASAS PASIVAS, 1998-2009



1. Análisis estadístico preliminar

El modelo de series temporales para inferir el coeficiente de traspaso depende de las características del proceso generador implícito en las tasas de interés. En este sentido, la metodología diferirá si estas son $I(0)$ o $I(1)$ y dentro de este segundo caso, si cointegran entre sí o no. No es obvio desde el punto de vista empírico cual es el orden de integración de las series de tasa de interés. De hecho la literatura empírica abarca ambos casos. Si bien el caso más habitual considera procesos no estacionarios, Berstein y Fuentes (2003) trabajan con las series en niveles para el caso de Chile. En procesos no estacionarios se puede esperar que las tasas de interés cointegren entre sí, ya que de lo contrario los diferenciales financieros serían procesos no estacionarios. Al respecto, Disyatat y Vongsinsirikul (2003) encuentran una excepción a esta regla en el mercado financiero tailandés, lo cual los obliga a excluir del modelo de traspaso una relación de largo plazo. Ambos ejemplos corresponden a excepciones del caso habitual en la

CUADRO 1. PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS

Valor p	Nivel ^a			Nivel ^b			Diferencias ^c		
	PP	ADF	IPS	PP	ADF	IPS	PP	ADF	IPS
I_CALL	0.34	0.34	0.34	0.17	0.18	0.18	0.00	0.00	0.00
IAP_EMP_C	0.46	0.37	0.37	0.33	0.24	0.24	0.00	0.00	0.00
IAP_EMP_L	0.50	0.26	0.26	0.34	0.17	0.17	0.00	0.00	0.00
IAP_FAM	0.50	0.63	0.63	0.34	0.57	0.57	0.00	0.00	0.00
IPP_30	0.46	0.42	0.42	0.27	0.25	0.25	0.00	0.00	0.00
IPP_60	0.48	0.04	0.04	0.32	0.04	0.04	0.00	0.00	0.00
IPP_90	0.46	0.06	0.06	0.31	0.05	0.05	0.00	0.00	0.04
IPP_180	0.25	0.27	0.27	0.22	0.17	0.17	0.00	0.00	0.00
IPP_360	0.51	0.09	0.09	0.34	0.07	0.07	0.00	0.00	0.00

^a H₀ con constante y tendencia. ^b H₀ con constante y sin tendencia. ^c H₀ sin constante ni tendencia.

literatura de no estacionariedad y cointegración entre las distintas tasas de interés.

En el cuadro 1 se presentan las pruebas de raíces unitarias, los cuales confirmarían la hipótesis de que el conjunto de tasas de interés sería $I(1)$ para el sistema bancario uruguayo en la muestra considerada.⁶

Las pruebas de causalidad de Granger dispuestas en el cuadro 2 permiten establecer que la causalidad entre los movimientos de largo plazo iría de la tasa *call* interbancaria hacia las restantes tasas del sistema.⁷ Este resultado es importante por cuanto la muestra no se restringe al caso de política monetaria activa. En el corto plazo, ambas tasas parecieran causarse recíprocamente.

En lo que refiere a las relaciones de largo plazo, tanto por el método de máximo valor propio, como por el de la traza, todas las tasas consideradas exhibirían una relación de cointegración con la tasa *call* interbancaria. Este resultado se corresponde con el presentado por CINVE (2010).

Las dos únicas tasas que presentarían algún tipo de dificultad para identificar un vector de cointegración serían las tasas para créditos agropecuarios y para las familias. La tasa de créditos agropecuarios muestra durante el periodo considerado una reducción significativa de los márgenes a partir de niveles muy altos y ocupan un espacio marginal dentro del volumen total de créditos. Esta última característica también se extiende al crédito a familias.

2. Modelos referenciales⁸

En este apartado se discutirán los resultados de comparar la estimación del coeficiente de traspaso β por tres métodos alternativos, de los cuales dos asumen cointegración entre los

⁶ Dados el bajo poder y la distorsión de tamaño presente en las pruebas ADF y PP en muestra pequeña y con alta presencia de atípicos, se validó la hipótesis respecto al orden de integración corriendo la prueba de Ng, Perron.

⁷ En este punto corresponde adelantar que las tasas bajo análisis resultarán cointegradas con la *call* interbancaria. Este hecho nos permite correr la regresión de base en la prueba de causalidad de Granger sin correr el riesgo de enfrentar una regresión espuria.

⁸ Por mayor detalle de los métodos empleados, ver Anexo metodológico.

procesos y uno válido incluso ante ausencia de cointegración. Este bloque de resultados resulta el marco de análisis referencial sobre el cual se evaluarán distintas relaciones.

CUADRO 2. PRUEBA DE CAUSALIDAD DE GRANGER

Variables	Niveles ($L = 1$)		Diferencias ($L = 3$)	
	Estadístico F	Valor p	Estadístico F	Valor p
IAP_EMP_C no es causa Granger de I_CALL	0.00	0.97	3.98	0.01
<i>I_CALL no es causa Granger de IAP_EMP_C</i>	<i>50.93</i>	<i>0.00</i>	<i>12.67</i>	<i>0.00</i>
IAP_EMP_L no es causa Granger de I_CALL	0.25	0.62	2.84	0.04
<i>I_CALL no es causa Granger de IAP_EMP_L</i>	<i>26.57</i>	<i>0.00</i>	<i>6.07</i>	<i>0.00</i>
IAP_FAM no es causa Granger de I_CALL	1.97	0.16	2.39	0.07
<i>I_CALL no es causa Granger de IAP_FAM</i>	<i>78.62</i>	<i>0.00</i>	<i>3.29</i>	<i>0.02</i>
IPP_30 no es causa Granger de I_CALL	39.16	0.00	12.15	0.00
<i>I_CALL no es causa Granger de IPP_30</i>	<i>6.09</i>	<i>0.01</i>	<i>12.09</i>	<i>0.00</i>
IPP_60 no es causa Granger de I_CALL	1.21	0.27	9.93	0.00
<i>I_CALL no es causa Granger de IPP_60</i>	<i>25.71</i>	<i>0.00</i>	<i>12.24</i>	<i>0.00</i>
IPP_90 no es causa Granger de I_CALL	3.14	0.08	7.59	0.00
<i>I_CALL no es causa Granger de IPP_90</i>	<i>22.69</i>	<i>0.00</i>	<i>15.41</i>	<i>0.00</i>
<i>IPP_180 no es causa Granger de I_CALL</i>	<i>0.33</i>	<i>0.57</i>	<i>3.19</i>	<i>0.03</i>
I_CALL no es causa Granger de IPP_180	60.95	0.00	31.30	0.00
<i>IPP_360 no es causa Granger de I_CALL</i>	<i>1.45</i>	<i>0.23</i>	<i>3.75</i>	<i>0.01</i>
I_CALL no es causa Granger de IPP_360	96.35	0.00	11.07	0.00

El primer bloque de filas en el cuadro 4 presenta los resultados del modelo uniecuacional entre la tasa bancaria de referencia R_t contra la tasa de política monetaria r_t (la *call* interbancaria), un conjunto de variables de control $I(0) Z_t$, entre las que destacan: cambios en la tasa LIBOR y el riesgo país, y D variables ficticias de intervención o estacionales, que permiten

CUADRO 3. PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN

	<i>iap_emp_c</i>	<i>iap_emp_i</i>	<i>iap_ind</i>	<i>iap_agro</i>	<i>iap_serv</i>	<i>iap_fam</i>	<i>ipp_30</i>	<i>ipp_60</i>	<i>ipp_90</i>	<i>ipp_180</i>	<i>ipp_360</i>
Estadístico traza (Prob)											
Ninguno	0.00	0.00	0.00	0.09	0.00	0.01	0.02	0.00	0.00	0.02	0.00
Como máximo uno	0.11	0.12	0.07	0.31	0.14	0.09	0.61	0.61	0.04	0.60	0.71
Estadístico Max-Elgen (Prob)											
Ninguno	0.00	0.00	0.00	0.09	0.00	0.03	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00
Como máximo uno	0.11	0.12	0.07	0.31	0.14	0.09	0.61	0.61	0.04	0.60	0.71

^a MacKinnon-Haug-Michells (1999), *valor p*. ^b 12 rez (act); 8 rez (pas) – constante y sin tendencia.

controlar, entre otros, por cambios regulatorios.⁹ En esta especificación se estima simultáneamente la relación de corto y largo plazo computándose el coeficiente de corrección de error α , el traspaso de largo plazo β y corto plazo λ_1 .

$$(2) \quad d(R_t) = \alpha * (R_{t-1} - \theta - \beta * r_{t-1}) + \sum_{n=0}^m \lambda_n * d(r_{t-n}) + \sum_{n=1}^m \psi_n * d(R_{t-n}) + \sum_{n=0}^m \varphi_n * Z_{t-n} + \mu_n * D_n + e_t.$$

La virtud de la especificación previa radica en el control que opera sobre la relación de largo plazo por la vía de la especificación de la dinámica. La principal dificultad en la estimación es la no linealidad de los parámetros, lo cual hace recomendable operar sobre una forma reducida linealizada, distorsionando las pruebas de significancia. Por ello, las H_0 sobre el traspaso se evalúan con prueba F y no T .

El segundo bloque de filas reporta el coeficiente de traspaso de largo plazo β y el diferencial θ de equilibrio en la ecuación de largo plazo estimada a la Engle y Granger en niveles.

$$(3) \quad R_t = \theta + \beta * r_t + v_t, \quad \text{con: } v_t \sim I(0),$$

El bloque final del cuadro 4 cuenta con una sola fila en la cual se computa el coeficiente de largo plazo implícito en la ecuación de diferencias.

$$(4) \quad d(R_t) = \sum_{n=0}^m \lambda_n * d(r_{t-n}) + \sum_{n=1}^m \psi_n * d(R_{t-n}) + \sum_{n=0}^m \varphi_n * Z_{t-n} + \mu_n * D_n + e_t,$$

$$(5) \quad \beta_{LP} = \sum_{n=0}^m \lambda_n / (1 - \sum_{n=1}^m \psi_n).$$

Para el primer y tercer bloque se consideró dentro del vector de variables exógenas Z_t la variación contemporánea de la tasa LIBOR en dólares a 90 días y la variación del riesgo país medida por el UBI. Ambas variables permiten controlar en la dinámica de corto plazo por factores ajenos a variaciones en las condiciones monetarias.

En las filas debajo de los coeficientes de traspaso de largo plazo, se computan los valores p de las pruebas T y F de Wold para la hipótesis nula de $\beta=0$ y $\beta=1$. La fila *mes prom* en el primer bloque representa el número de meses que se tarda en

⁹ Para la estimación del modelo se incorporaron cambios relevantes en la estructura impositiva. Una limitación fue el no incorporar la estructura de encajes por plazo como variable de control. Esto obedeció a que el registro estadístico completo al que se accedió data de diciembre de 2001.

realizar el 50% del ajuste completo. Para dicho propósito se aplica la fórmula $(\lambda - \beta) / (\beta * \alpha)$ sugerida por Hendry (1996). En la última fila del cuadro se computa el promedio simple de los β para los tres modelos.

Sobresale, la similitud de los coeficientes estimados por los tres métodos, máxime dadas las diferencias metodológicas entre ellos. El traspaso de la tasa referencial sería superior para las tasas activas, siendo para estas significativamente mayor a uno, y menor a uno respectivamente para las tasas pasivas. El informe sobre *Transmisión de política monetaria a nivel agregado* de CINVE (2010) encuentra valores muy similares;¹⁰ en particular, el traspaso de largo plazo para las tasas activas a empresas promedio es 1.25 con una velocidad de ajuste de 22% y de 0.8 con una velocidad de ajuste de 0.13 para las tasas pasivas. La principal diferencia con dicho estudio parecería ser la velocidad de ajuste relativa entre las tasas pasivas y activas.

Estos resultados se contradicen con los encontrados en estudios previos para otras economías. En particular, Lahura (2005) encuentra para Perú un traspaso para las tasas activas largas de 1.45 y entre 0.5 y 0.7 para las tasas pasivas según plazo; Durán y Ezquivel encuentran para Costa Rica un traspaso de 1.19 para las tasas activas y 0.75 para las pasivas. Sin embargo, si se considera el número de meses que en promedio se tarda en procesar el 50% del ajuste, medida que considera simultáneamente factores de corto y largo plazo, existe una mayor respuesta en las tasas pasivas y en el segmento a industrias dentro de las tasas activas. Este resultado coincide con el reportado por Durán y Esquivel (2008) para Costa Rica y Winker (1999) para Alemania, en donde la velocidad de ajuste en las tasas pasivas también supera a la de activas. Al igual que Manzano y Galmés el traspaso diferencial por tipo de cliente esta asociado con la profundidad del submercado.

La relación entre competencia y traspaso coincide lo sugerido encontrado por Mojon (2002), Cottarelli *et al.* (1995), Berstein y Fuentes (2003) y otros. Para el caso uruguayo los

¹⁰ El método empleado en el informe de CINVE (2010) es VECM muy similar en construcción al modelo uniecuacional propuesto. La principal diferencia es el supuesto de exogeneidad que aquí se realiza respecto a la tasa *call*.

CUADRO 4. ESTIMACIONES DE REFERENCIA

	Empresas plazo		Familias		Empresas sectoriales			Pasivas por plazo				
	<i>iap_em_c</i>	<i>iap_emp_1</i>	<i>iap_emp_1</i>	<i>iap_fam</i>	<i>iap_ind</i>	<i>iap_agro</i>	<i>iap_serv</i>	<i>ipp_30</i>	<i>ipp_60</i>	<i>ipp_90</i>	<i>ipp_180</i>	<i>ipp_360</i>
Coer (α)	-0.23	-0.20	-0.17	-0.30	-0.30	-0.20	-0.19	-0.38	-0.27	-0.29	-0.56	-0.26
p(T)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
PS_LP(β)	1.36	1.23	1.81	1.19	1.19	1.82	1.32	0.68	0.72	0.73	0.87	0.79
F-H0=0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
F-H0=1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
PS_CP(λ)	0.41	0.43	0.17	0.50	0.50	0.20	0.38	0.49	0.21	0.23	0.35	-0.03
p(T)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.44
R2aj	0.67	0.67	0.50	0.66	0.66	0.57	0.57	0.71	0.58	0.34	0.49	0.40
Mes_pom	5.55	5.07	17.82	2.70	2.70	14.89	6.48	0.34	1.35	1.25	0.82	2.56

Uniecuacional

	E&C										#	
Mark_up(θ)	0.14	0.14	0.42	0.12	0.26	0.16	0.02	0.03	0.04	0.04	0.04	0.07
p(T)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
PS_LP(β)	<i>1.17</i>	<i>1.09</i>	<i>0.93</i>	<i>1.10</i>	<i>1.17</i>	<i>1.11</i>	<i>0.71</i>	<i>0.64</i>	<i>0.65</i>	<i>0.77</i>	<i>0.66</i>	
T-H0=0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
T-H0=1	0.00	0.01	0.36	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
R2aj	0.86	0.88	0.48	0.91	0.64	0.84	0.96	0.86	0.83	0.84	0.74	
					DIF							
PS_LP(β)	<i>1.12</i>	<i>1.01</i>	<i>1.33</i>	<i>1.04</i>	<i>1.03</i>	<i>1.02</i>	<i>0.54</i>	<i>0.49</i>	<i>0.50</i>	<i>0.79</i>	<i>0.56</i>	
F-H0=0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
F-H0=1	0.03	0.83	0.24	0.54	0.83	0.76	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
R2aj	0.72	0.71	0.28	0.70	0.51	0.62	0.73	0.65	0.47	0.51	0.60	
PT_LP(prom)	<i>1.22</i>	<i>1.11</i>	<i>1.36</i>	<i>1.11</i>	<i>1.34</i>	<i>1.15</i>	<i>0.64</i>	<i>0.62</i>	<i>0.63</i>	<i>0.81</i>	<i>0.67</i>	

NOTAS: En cursiva parámetros de interés; y en negro no significativos al 5%.

segmentos menos competitivos, en particular el crédito agropecuario y a familias (donde el Banco de la República Oriental del Uruguay es un claro dominante), son los que muestran transiciones más largas, medidas como el número de meses para realizar cierto porcentaje de ajuste. En ellos el traspaso sería menos potente. En general la literatura reconoce que la flexibilidad en el ajuste de tasas se relaciona inversamente con la falta de competencia bancaria.

3. Posibles limitaciones

Si bien los resultados previos son robustos y se encuentran en línea con los presentados para otras economías, existen algunas omisiones en la especificación de los modelos, cuya incorporación permitiría acceder a estimadores más eficientes para β , e incluso, podrían sugerir algún tipo de sesgo. El análisis cuantitativo y cualitativo que se detalla a continuación pretende ser el verdadero aporte de este estudio.

a) Varianza condicional autorregresiva

Los modelos financieros suelen mostrar inercia en la varianza, lo cual invalida el supuesto de homocedasticidad. Ante este tipo de perturbaciones la estimación por mínimos cuadrados, si bien continúa siendo consistente, pierde eficiencia. En este contexto, podría un estimador de máxima verosimilitud del siguiente tipo resultar más eficiente:

$$(6) \quad R_t = \theta + \beta * r_t + e_t$$

$$(7) \quad \sigma_t^2 = \sum_i \rho_i * e_{t-i-1}^2 + \sum_j \rho_j * \sigma_{t-j}^2$$

En donde la segunda ecuación refiere a la especificación para la varianza condicional σ_t^2 , la cual depende de sus propios rezagos y de los del error del modelo en media. Esta especificación, denominada GARCH, fue introducida por Bollerslev (1986).

Para validar esta especificación se realizó una prueba ARCH para cada una de las relaciones previamente estimadas. La prueba F a la que hace referencia el cuadro 5 proviene de la hipótesis conjunta respecto a la significancia del cuadrado de los residuos rezagados como variable explicativa de los propios

CUADRO 5. PRUEBA ARCH (UN REZAGO)

	Empresas plazo		Familias		Empresas, sectorial					Pasivas por plazo					
	<i>iap_em_c</i>	<i>iap_empl_I</i>	<i>iap_fam</i>	<i>iap_ind</i>	<i>iap_agro</i>	<i>iap_serv</i>	<i>iap_30</i>	<i>iap_60</i>	<i>iap_90</i>	<i>iap_180</i>	<i>ipp_30</i>	<i>ipp_60</i>	<i>ipp_90</i>	<i>ipp_180</i>	<i>ipp_360</i>
F	46.87	13.16	470.93	51.03	124.64	69.48	126.56	22.59	51.59	13.88	68.98				
Pval	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	67.10	0.00	0.00	0.00				
N*R ²	35.57	22.59	110.05	38.00	67.10	47.21	67.64	0.00	38.30	12.81	46.97				
Pval	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00				

CUADRO 6. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN

	<i>iap_empl_c</i>	<i>iap_empl_I</i>	<i>iap_ind</i>	<i>iap_agro</i>	<i>iap_serv</i>	<i>iap_fam</i>	<i>ipp_30</i>	<i>ipp_60</i>	<i>ipp_90</i>	<i>ipp_180</i>	<i>ipp_360</i>
Estadístico traza (prob)											
Ninguno	0.04	0.00	0.01	0.03	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00
Como máximo uno	0.39	0.74	0.83	0.45	0.72	0.39	0.08	0.22	0.24	0.26	0.27
Como máximo dos	0.27	0.52	0.69	0.65	0.59	0.52	0.11	0.30	0.51	0.60	0.16
Estadístico Max-Eigen (prob)											
Ninguno	0.04	0.00	0.00	0.02	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.04	0.00
Como máximo uno	0.59	0.83	0.84	0.39	0.76	0.40	0.23	0.32	0.23	0.21	0.57
Como máximo dos	0.27	0.52	0.69	0.65	0.59	0.52	0.11	0.30	0.51	0.60	0.16

^a MacKinnon-Haug-Michells (1999), valor p . ^b 12 rez (act); 8 raz (pas) – constante y sin tendencia.

errores cuadráticos. De este modo, se prueba la autocorrelación serial del estimador asintótico de la varianza.

Para el caso de estudio, se rechaza la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación serial; por lo cual, los modelos presentarían varianzas condicionales autorregresivas. En lo sucesivo, los modelos empleados considerarán heterocedasticidad condicional.

b) Sesgo por variables omitidas

El sesgo por variables omitidas es un problema habitual en la inferencia econométrica. En términos generales, la omisión de una variable correlacionada con alguna de las variables explicativas genera un sesgo en el coeficiente de la segunda directamente proporcional a la correlación entre ambas.

Para el caso de interés, la correlación entre una medida agregada de riesgo (UBI), con el residuo de la regresión y, simultáneamente, con la propia variable explicativa induciría un sesgo en el coeficiente de traspaso. En términos formales; dado:

$$V_t = R_{t-1} - \theta - \beta^* r_{t-1} \quad \text{residuo de la relación de largo plazo}$$

si:

$$\text{Corr}(V_t, \text{UBI}_t) \geq 0$$

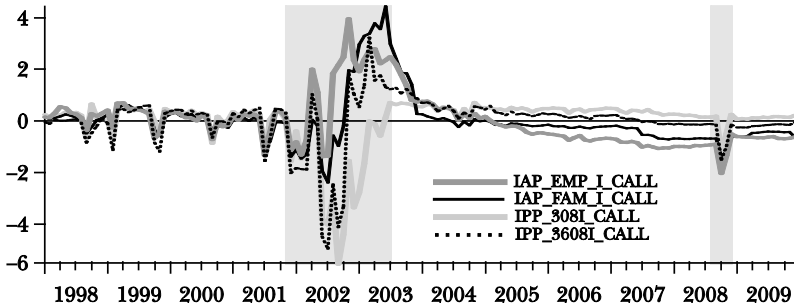
y:

$$\text{Corr}(r_t, \text{UBI}_t) \geq 0$$

entonces:

$$\beta \geq \beta^* .$$

La ausencia de esta variable (y otras que pudieran operar en este sentido) en el modelo es consistente con una sobreestimación del traspaso en las tasas activas y subestimación en las pasivas. Esto por cuanto el residuo de la relación de largo plazo para las tasas pasivas mostraría una correlación negativa con la medida de riesgo sistémico. Si bien, como veremos, incorporar esta variable de control permite amortiguar dicho resultado, no evita que el traspaso promedio de las tasas activas

GRÁFICA VII. DIFERENCIALES CONTRA RIESGO PAÍS, 1998-2010

se sitúe por sobre el valor unitario y el traspaso de tasas pasivas por debajo.¹¹

Una vez identificada esta variable omitida, se procede a validar su inclusión como variable de control en la relación de largo plazo. Para ello se presenta un cuadro similar al cuadro 3 donde se computan los estadísticos de máximo valor propio y traza para el nuevo conjunto de variables (R , r , UBI).

El número de relaciones de cointegración continua siendo una para todas las tasas consideradas. Nótese empero como mejoran los estadísticos de traza y max- ν p, especialmente para el caso de las tasas agropecuarias y a familias con respecto al caso en que no se controlaba por el nivel de riesgo agregado en la relación de largo plazo.

El modelo propuesto para controlar por el impacto del riesgo agregado sobre los márgenes considera una relación de largo plazo del tipo:

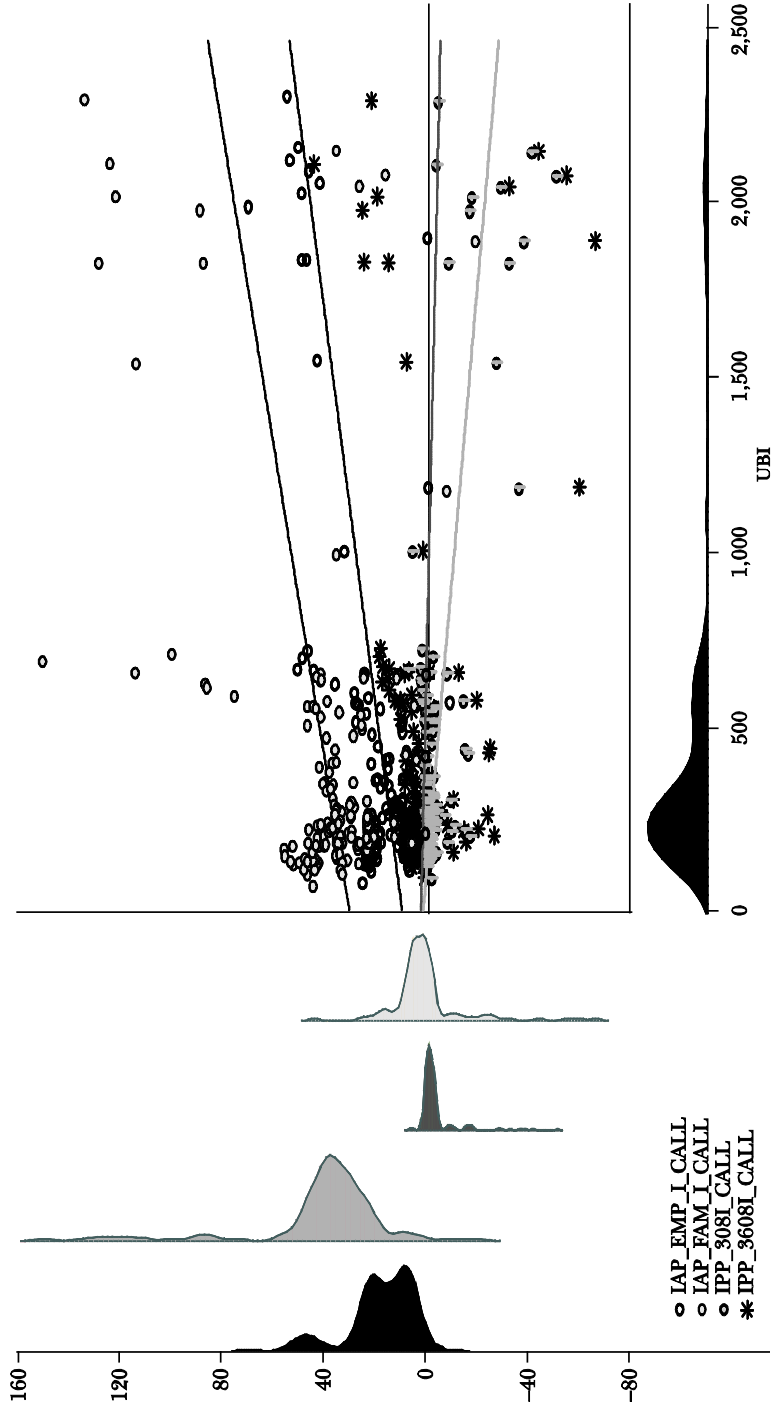
$$(8) \quad R_t = \theta + \beta * r_t + \eta * (UBI_t - UBI^{eq}) * (R_t - r_t) + e_t. \quad ^{12}$$

Donde $(UBI_t - UBI^{eq}) * (R_t - r_t)$ permite ajustar por factores cíclicos en el margen. A partir de dicha especificación, puede obtenerse la siguiente forma reducida estimable para la relación de largo plazo, en donde, el coeficiente de margen θ sería variable en el ciclo, mientras el de traspaso β sería fijo e insesgado.

¹¹ Esto podría sugerir la ausencia de otras variables que operen en igual dirección; o bien, que efectivamente exista un acelerador financiero a nivel de las tasas activas y un traspaso incompleto en las pasivas.

¹² Una importante limitante práctica a la hora de especificar este modelo es el nivel de riesgo de largo plazo. Para estos efectos se consideró el promedio histórico en la muestra. Los resultados no difieren de aplicarse la diferencia respecto de un filtro HP con $\lambda=14,400$.

GRÁFICA VIII. DIAGRAMA DE CAJA: DIFERENCIALES CONTRA RIESGO, 1998-2010



$$(9) \quad R_t = \theta / (1 - \eta * (UBI_t - UBI^{eq})) + \beta * r_t$$

La estimación del siguiente modelo que controla a su vez por factores de corto plazo da lugar al cuadro 7, en la cual se aprecia una menor volatilidad en la estimación puntual de los coeficientes (Estándar) y, a su vez, una menor volatilidad entre estimaciones para distintos segmentos financieros (Desv. est.).

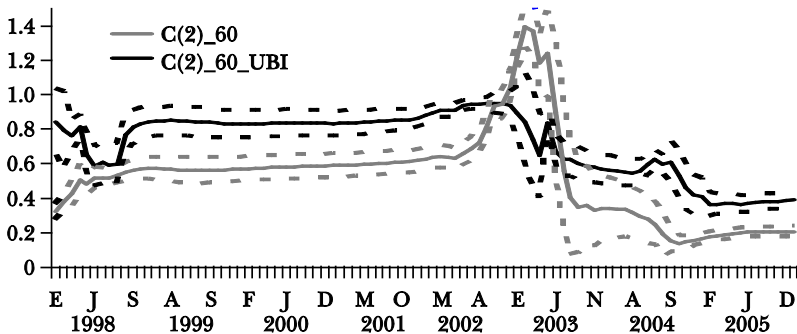
$$(10) \quad d(R_t) = \alpha * (R_{t-1} - \theta - \beta r_{t-1} - \eta * (UBI_t - UBI^{eq}) * (R_t - r_t)) + \mathfrak{R}cp.$$

$$(11) \quad \mathfrak{R}cp = \sum_{n=0}^m \lambda_n * d(r_{t-n}) + \sum_{n=1}^m \psi_n * d(R_{t-n}) + \sum_{n=0}^m \varphi_n * Z_{t-n} + \mu_n * D_n + e_t.$$

Las siguientes gráficas corresponden al coeficiente de tras-paso producto de regresiones móviles del modelo de largo plazo presentado previamente (en gris) y controlando por el sesgo proveniente de la ausencia de la variable UBI (en negro). Si bien para el ejercicio se consideraron ventanas móviles de 60 meses, el mismo es robusto al rango de la muestra empleado.¹³ Observar la evolución en el tiempo de ambas mediciones permite analizar simultáneamente la estabilidad del parámetro de interés y la pertinencia de la variable de control ($UBI - UBI^{eq}$) en el modelo.

En primer lugar, que la inclusión de alguna medida de riesgo

GRÁFICA IX. ROLLING BETA 60D CON Y SIN UBI, 1998-2005

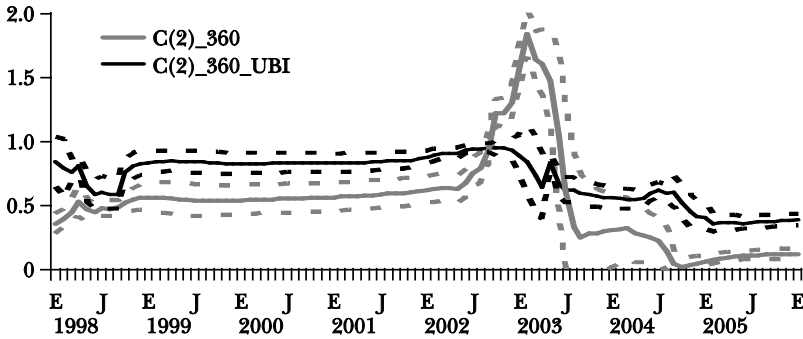


¹³ Para el cálculo de las regresiones móviles se construyó un programa que realiza la regresión base con una muestra de tamaño N para el periodo comprendido entre t+N y T-N. Cada regresión adelanta la muestra en una observación, perdiendo la primera de la regresión previa. De este modo se cuenta con T-t-2N eventos para el coeficiente de interés.

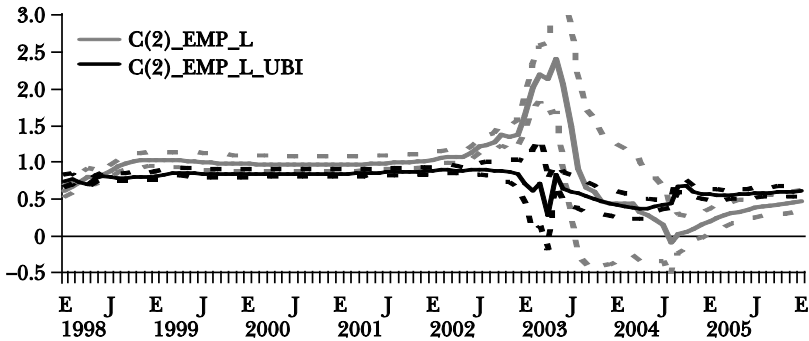
CUADRO 7. COMPARACIÓN DE TRASPASO DE LARGO PLAZO CON Y SIN CONTROL POR RIESGO

	Empresas plazo			Empresas, sectorial			Pasivas por plazo					Desv. est.
	<i>iap_em_c</i>	<i>iap_emp_1</i>	<i>iap_emp_1</i>	<i>iap_ind</i>	<i>iap_agro</i>	<i>iap_serv</i>	<i>ipp_30</i>	<i>ipp_60</i>	<i>ipp_90</i>	<i>ipp_180</i>	<i>ipp_360</i>	
(β)	L	1.09	0.93	1.17	1.11	1.10	0.71	0.64	0.65	0.77	0.66	0.23
Estándar	0.08	0.06	0.11	0.11	0.07	0.06	0.03	0.03	0.05	0.08	0.06	
(β)_UBI	0.96	0.91	0.67	0.91	0.91	0.92	0.83	0.74	0.79	0.86	0.81	0.09
Estándar	0.03	0.00	0.03	0.05	0.03	0.03	0.04	0.06	0.06	0.05	0.05	

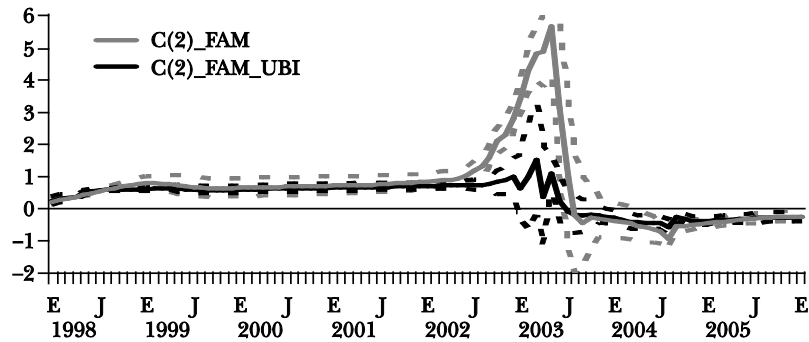
GRÁFICA X. ROLLING BETA 360 CON Y SIN UBI, 1998-2006



GRÁFICA XI. ROLLING BETA EMP_I CON Y SIN UBI, 1998-2006



GRÁFICA XII. ROLLING BETA FAMILIA CON Y SIN UBI, 1998-2006



riesgo financiero actuando sobre los márgenes de intermediación resulta estabilizadora del coeficiente de traspaso, por cuanto recoge la inestabilidad estructural asignada a los márgenes. Si bien no se presentan las respectivas gráficas, esta opción también estabiliza el coeficiente asociado a los márgenes. En segundo lugar, incorporar el UBI en la estimación es

consistente con un traspaso más cercano a uno, tanto para las tasas activas como pasivas.

Estos resultados podrían indicar que las aparentes diferencias de traspaso obedecen a una capacidad diferencial para trasladar el riesgo financiero agregado a los márgenes por segmento de mercado.

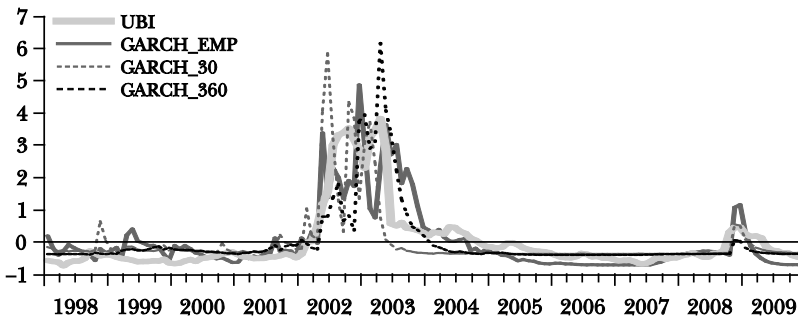
Una segunda alternativa para la especificación considerando factores de riesgo en la determinación del traspaso consiste en un GARCH-M. Esta opción implica incorporar como variable explicativa en la ecuación de media una función de la varianza condicional estimada. El fundamento económico de este tipo de especificación proviene de suponer que el traspaso depende de la calidad con que los agentes perciben el sesgo monetario en el nivel de la tasa. Mayor volatilidad dificultaría el proceso de extracción de señales implícito incorporando un premio adicional por riesgo financiero.

$$(12) \quad R_t = \theta + \beta * r + \eta * \left[\int \right] (\sigma_t) + e_t,$$

$$(7') \quad \sigma_t^2 = \sum_i \rho_i * e_i^2 + \sum_j \rho_j * \sigma_{t-j}^2.$$

En la medida en que los choques sobre la volatilidad en las relaciones de traspaso de largo plazo (Garch_) han coincidido con los desbordes en el premio por riesgo (UBI), ambos modelos tienden a mostrar resultados similares. La gráfica XIII y el cuadro 8 dan soporte empírico a esta afirmación.

GRÁFICA XIII. UBI VS. GARCH PARA CADA MODELO, 1998-2010



Ambos casos –incorporar una medida de riesgo o la varianza condicional en la ecuación de traspaso– muestran fuerte similitud al presentado por Betancourt, Misas y Bonilla (2008).

CUADRO 8. CORRELACIONES DE VARIANZA/RIESGO

<i>Valor p</i>	<i>UBI</i>	<i>GARCH_EMP</i>	<i>GARCH_30</i>
UBI	1.0 —		
GARCH_EMP	0.76 0.00	1.00 —	
GARCH_30	0.72 0.00	0.58 0.00	1.00 —

Ellos utilizan un modelo markoviano, el cual reconoce que los coeficientes de traspaso pueden cambiar de régimen, estableciendo el mismo en función de la volatilidad del proceso. Estos autores encuentran que en el estado de tasas volátiles el traspaso es mayor, lo cual es consistente con el supuesto de identificación sugerido en este estudio.

En síntesis, no controlar por factores que afecten los márgenes, especialmente los vinculados a choques en los premios por riesgo, puede incidir en la estimación del coeficiente de traspaso en términos de eficiencia y sesgo.

c) No linealidad o cambio de régimen

El principal factor de no linealidad en los modelos de traspaso de tasas corresponde a cambios en el quantum del traspaso de largo plazo y en la velocidad de ajuste en distintos periodos de tiempo. Debe añadirse que con frecuencia se observan también efectos persistentes en los diferenciales financieros, los cuales, de no ser identificados adecuadamente, pueden sesgar el coeficiente de traspaso como ya se vio.

Como evidencia preliminar el cuadro 9 compara las correlaciones entre las distintas tasas y la *call* interbancaria en distintas submuestras. La división en periodos considera la muestra completa; el periodo previo a la crisis financiera de 2002; el periodo de la crisis 2001/12 a 2003/06; el periodo posterior a la misma; y el periodo 2007/09 a la fecha durante el cual se empleó la tasa de interés como instrumento de política monetaria.

En términos generales, las mayores correlaciones se observan al considerar el periodo completo. Al interior de los subperiodos considerados, las correlaciones simples mas altas se observan durante el periodo de crisis y las menores durante el

CUADRO 9. CORRELACIÓN CON TASAS CALL (NIVELES)

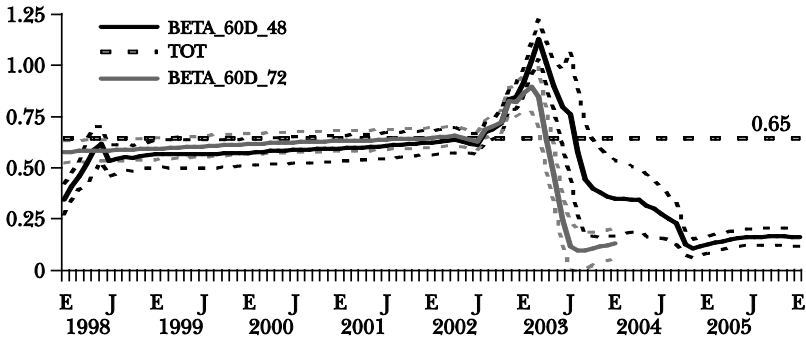
	<i>Activas por plazas y agentes</i>				<i>Pasivas por plazo</i>					
	<i>iap_em_c</i>	<i>iap_emp_I</i>	<i>iap_fam</i>		<i>ipp_30</i>	<i>ipp_60</i>	<i>ipp_90</i>	<i>ipp_180</i>	<i>ipp_360</i>	
1998-2009	0.98	0.94	0.70		0.98	0.93	0.91	0.92	0.86	
	0.00	0.00	0.00		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
1998-2002	0.79	0.79	0.09		0.94	0.78	0.73	0.75	0.55	
	0.00	0.00	0.56		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
2002-2004	0.90	0.93	0.28		0.97	0.90	0.86	0.86	0.73	
	0.00	0.00	0.19		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
2004-2009	0.30	0.10	-0.41		0.95	0.46	0.22	0.12	0.07	
	0.01	0.41	0.01		0.00	0.00	0.06	0.32	0.56	
2007-2009	0.51	0.52	-0.03		0.96	0.75	0.12	0.01	0.20	
	0.00	0.00	0.89		0.00	0.00	0.54	0.97	0.30	

NOTAS: En negro no significativos al 5%. Se usaron tasas de interés como instrumento.

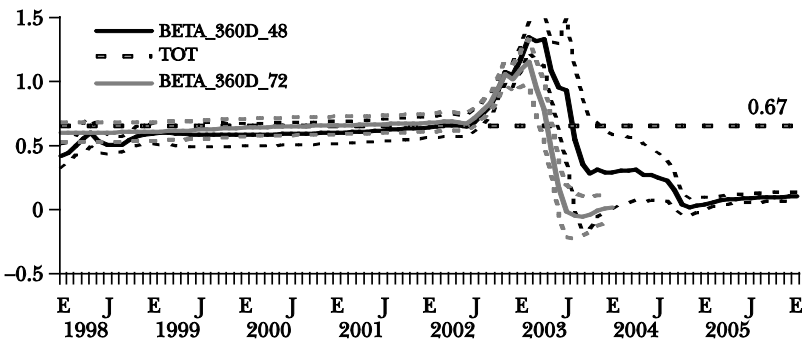
periodo de manejo monetario activo (2004-2009). No debiera sorprender el hecho de que la tasa menos afectada en cuanto al cambio de la correlación por periodo muestral sea la tasa pasiva ya que es la de menor duración. Esto se condice con la teoría de expectativas para la estructura temporal, según la cual, las tasas a distintos plazos se descomponen en la sumatoria ponderada de las tasas *forward* de corto plazo.¹⁴

Las siguientes gráficas muestran el coeficiente de traspaso medido a través de regresiones móviles del parámetro de traspaso en la relación de largo plazo. En ellos, se comparan junto a sus intervalos de confianza dos medidas que difieren en la amplitud de las ventanas consideradas. Las mismas son

GRÁFICA XIV. ROLLING BETA 60 DÍAS, 1998-2006



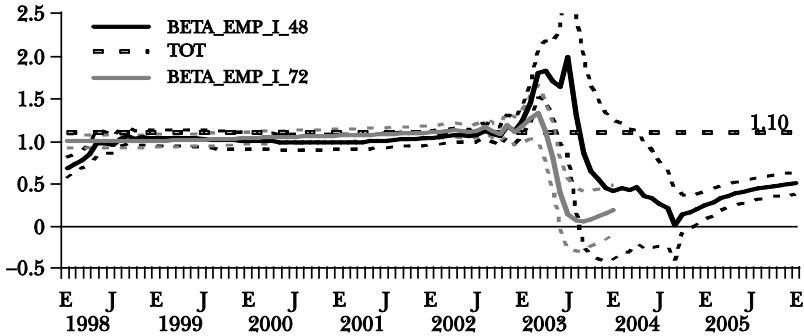
GRÁFICA XV. ROLLING BETA 360 DÍAS, 1998-2006



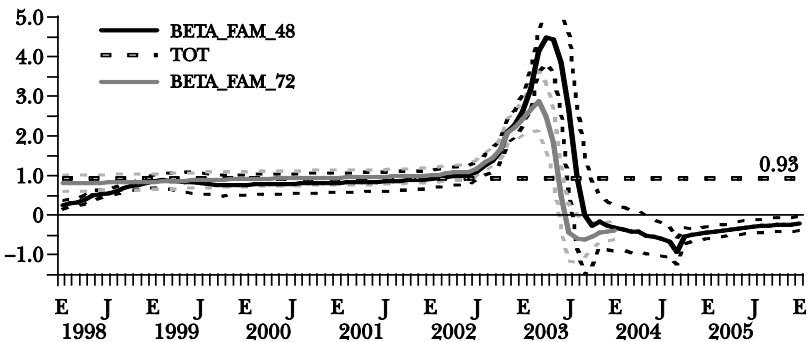
¹⁴ De este modo, a menor duración mayor el peso que ejerce la tasa a un día en su cómputo. Esto puede apreciarse en las gráficas de regresiones móviles comparando entre las tasas pasivas. La volatilidad de las estimaciones móviles del coeficiente depende inversamente de la duración del instrumento.

de cuatro años (negro) y seis años (gris). La línea punteada coincide corresponde a la estimación para la muestra en su conjunto, la cual coincide con los valores en el segundo bloque del cuadro 4 y el primero del cuadro 7.

GRÁFICA XVI. ROLLING BETA EMPRESAS PLUS 30D, 1998-2006



GRÁFICA XVII. ROLLING BETA FAMILIA, 1998-2006



Los resultados de las regresiones móviles apoyan con firmeza el caso de una reducción en el traspaso de largo plazo a partir de finalizado el episodio de tensión financiera. Nótese como la caída en el coeficiente β comienza a registrarse para muestras cuyo intervalo se inicia en la segunda mitad del año 2003, periodo durante el cual se comenzaron a manejar los agregados monetarios como instrumento operativo.

El cuadro 10 presenta los resultados para la estimación de la siguiente ecuación.

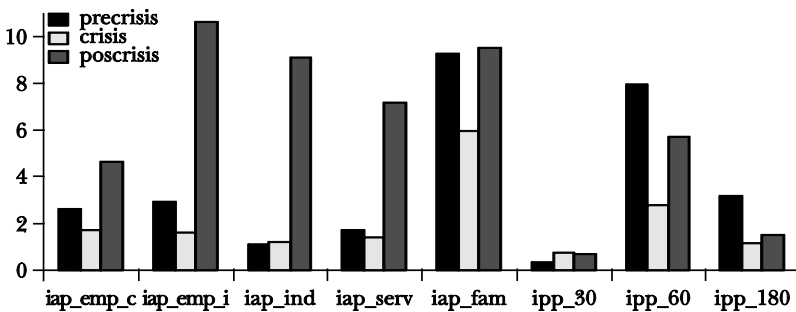
$$(13) \quad d(R_t) = \sum_t \alpha^t * (R_{t-1} - \theta^t - \beta^t r_{t-1} - \eta^t * (UBI_t - UBI^a)) * (R_t - r_t)) + \mathfrak{R}cp .$$

En donde: $I = (1998-2002); (2002-2004); (2004,2009)$.¹⁵

El resultado es robusto en lo que respecta a una caída en la velocidad de ajuste a la relación de largo plazo durante el último periodo considerado. Por su parte, controlado por diversos factores, el nivel de largo plazo en el traspaso de tasas no parece haber sido afectado significativamente para el conjunto de segmentos del negocio bancario. No obstante, el número de meses que se demora en promedio para alcanzar el 50% del traspaso total resulta mayor para los segmentos competitivos durante el último periodo.

En general y aún controlando por el impacto del riesgo agregado sobre los márgenes, el periodo de mayor celeridad en el traspaso de tasas fue el de inestabilidad financiera. Dada la alta contribución a la varianza total en la relación de largo plazo que se da durante dicho periodo, no considerar la no linealidad sobredimensiona la potencia del traspaso para la muestra en su conjunto y especialmente para el periodo final de la misma.

GRÁFICA XVIII. NÚMERO DE MESES PARA AJUSTE DE 50%



La pérdida de potencia en el traspaso no deja de sorprender por cuanto otros estudios para Costa Rica y Perú concluyen en sentido contrario. En Costa Rica el número de meses promedio cayó de 10.5 a 3.5 a partir de la flexibilización en su política de tipo de cambio en 2006; mientras que en Perú el traspaso en tasas activas pasó de 0.6 a 1.45 y el de pasivas de 0.2

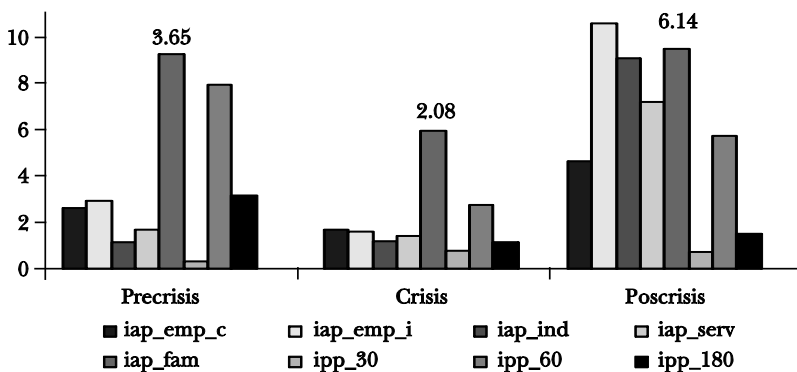
¹⁵ En este apartado, el modelo se especifica de modo tal de permitir que las relaciones de largo plazo se ajusten a tres episodios: uno previo a la crisis financiera de 2002; otro para el periodo de alta volatilidad; y el restante para el contexto de flotación posterior a la normalización en las condiciones financieras con inicio en enero de 2004.

CUADRO 10. ESTIMACIONES CON QUIEBRES EN LA RELACIÓN DE LARGO PLAZO

	Empresas plazo			Familias			Empresas sectoriales						Pasivas por plazo					
	iap_em_c	iap_emb_I	iap_fam	iap_ind	iap_agro	iap_serv	ipp_30	ipp_60	ipp_90	ipp_180	ipp_360	ipp_30	ipp_60	ipp_90	ipp_180	ipp_360		
C_1998	0.21	0.16	0.34	0.07	0.24	0.13	0.03	0.00	0.00	0.00	0.01	0.03	0.00	0.00	0.01	0.17		
p(F)	0.09	0.11	0.53	0.93	0.00	0.00	0.00	0.89	0.88	0.72	0.00	0.00	0.89	0.88	0.72	0.00		
Coer_1998	-0.24	-0.26	-0.10	-0.07	-0.42	-0.58	-1.08	-0.10	-0.14	-0.22	-0.65	-1.08	-0.10	-0.14	-0.22	-0.65		
p(Z)	0.02	0.01	0.25	0.45	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00		
PS_1998	0.88	1.05	1.33	2.74	0.76	0.91	0.70	0.85	0.90	0.94	0.18	0.70	0.85	0.90	0.94	0.18		
p(F)	0.00	0.00	0.29	0.47	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00		
C_Crisis	0.22	0.24	-0.16	0.20	0.32	0.21	0.04	0.02	0.04	0.09	0.09	0.04	0.02	0.04	0.09	0.09		
p(F)	0.00	0.00	0.22	0.11	0.00	0.00	0.00	0.23	0.01	0.00	0.00	0.00	0.23	0.01	0.00	0.00		
Coer_Crisis	-0.42	-0.46	-0.16	-0.27	-0.56	-0.58	-0.45	-0.29	-0.38	-0.55	-0.29	-0.45	-0.29	-0.38	-0.55	-0.29		
p(Z)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00		
PS_Crisis	1.16	1.02	2.63	1.42	1.02	1.04	0.67	0.77	0.75	0.75	0.83	0.67	0.77	0.75	0.75	0.83		
p(F)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00		
C_2004	0.05	0.02	0.30	0.05	0.05	0.05	0.01	0.01	0.03	0.01	0.12	0.01	0.01	0.03	0.01	0.12		
p(F)	0.22	0.63	0.27	0.53	0.13	0.23	0.00	0.01	0.02	0.01	0.55	0.00	0.01	0.02	0.01	0.55		
Coer_2004	-0.16	-0.08	-0.09	-0.09	-0.12	-0.08	-0.34	-0.10	-0.16	-0.17	0.01	-0.34	-0.10	-0.16	-0.17	0.01		

p(Z)	0.01	0.04	0.17	0.05	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.68
PS_2004	<i>1.36</i>	<i>1.64</i>	<i>0.58</i>	<i>1.67</i>	<i>1.46</i>	<i>1.11</i>	<i>0.58</i>	<i>0.35</i>	<i>-0.08</i>	<i>0.36</i>	<i>0.00</i>	<i>-1.78</i>
p(F)	0.00	0.00	0.39	0.09	0.00	0.01	0.00	0.00	0.63	0.00	0.00	0.70
Rt-1	0.00	-0.10	-0.28	-0.30	-0.13	-0.22	0.15	0.04	-0.05	-0.13	-0.14	-0.14
p(Z)	0.96	0.28	0.00	0.00	0.18	0.02	0.00	0.18	0.37	0.00	0.00	0.00
PS_CP	<i>0.32</i>	<i>0.26</i>	<i>0.08</i>	<i>0.12</i>	<i>0.22</i>	<i>0.32</i>	<i>0.44</i>	<i>0.14</i>	<i>0.20</i>	<i>0.26</i>	<i>0.02</i>	<i>0.02</i>
p(Z)	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.05
R ²	0.68	0.60	0.40	0.52	0.50	0.52	0.48	0.44	0.44	0.38	0.20	0.20
Mes_pom 1998	<i>2.63</i>	<i>2.93</i>	<i>9.30</i>	<i>14.09</i>	<i>1.71</i>	<i>1.13</i>	<i>0.34</i>	<i>7.97</i>	<i>5.53</i>	<i>3.20</i>	<i>1.41</i>	<i>1.41</i>
Mes_pomCrisis	<i>1.71</i>	<i>1.60</i>	<i>5.97</i>	<i>3.40</i>	<i>1.41</i>	<i>1.21</i>	<i>0.76</i>	<i>2.78</i>	<i>1.94</i>	<i>1.17</i>	<i>3.41</i>	<i>3.41</i>
Mes_pom 2004	<i>4.67</i>	<i>10.65</i>	<i>9.52</i>	<i>10.09</i>	<i>7.22</i>	<i>9.10</i>	<i>0.71</i>	<i>5.75</i>	<i>3.21</i>	<i>1.51</i>	<i>1.51</i>	<i>1.51</i>
RESID(-1)^2	0.29	0.53	0.62	0.37	0.74	0.97	3.95	3.79	3.21	4.15	2.64	2.64
p(Z)	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
GARCH(-1)	0.72	0.58	0.37	0.64	0.48	0.31						
p(Z)	0.00	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00						

NOTAS: En cursiva parámetros de interés; y en negro no significativos al 5%.

GRÁFICA XIX. NÚMERO DE MESES PARA AJUSTE DE 50%

a 0.6 al implementarse un corredor de tasas de interés en 2001. No obstante, Moazzami (1999) sugiere que Canadá a medida que transitó hacia un mayor uso de la tasa de interés como instrumento vio descender el traspaso a tasa bancarias.¹⁶

La interpretación de este proceso para Uruguay guardaría relación con el cambio en la exogeneidad de la tasa referencial. Durante el periodo comprendido hasta mediados de 2003 la tasa *call* operó como variable endógena, en una primera etapa por el sistema de bandas de flotación imperante para el tipo de cambio y durante los primeros meses de flotación por la pasividad de la política monetaria. Esta endogeneidad generaba una alta sincronización entre las tasas. A partir de fines de 2003 el BCU comenzó a implementar una política monetaria activa. En este contexto, la tasa de referencia fue progresivamente perdiendo endogeneidad, hasta que en septiembre de 2007 fue adoptada como instrumento operativo de política monetaria. Es posible que la creciente exogeneidad de la tasa rectora imponga una menor sincronización entre ella y las restantes tasas en el periodo de ajuste al nuevo régimen, durante el cual los agentes se encuentran en un proceso de aprendizaje respecto a las señales de la autoridad monetaria y a la operativa en los canales de transmisión de la política monetaria.

¹⁶ Las fechas clave para su manejo monetario son 1991 cuando se implementó el régimen de metas de inflación y el 2000 cuando se introdujo un calendario fijo para los anuncios de tasa referencial.

d) *Estrategias asimétricas en la fijación de precios*

En un sistema bancario poco competitivo, especialmente en el segmento en moneda nacional y en particular en algunas categorías de crédito, es esperable que las firmas utilicen su poder de mercado para dilatar los aumentos en la tasa pasiva, adoptando una estrategia inversa para las tasas activas. Esto sería consistente con distintos ritmos de convergencia al arbitraje de largo plazo según el signo del desalineamiento vigente por segmento de mercado. A este efecto, el modelo a estimar sería:

$$(14) \quad d(R_t) = \alpha_1 * (V_t) * (V_t) \geq 0 + \alpha_2 * (V_t) * (V_t) < 0 + \mathfrak{R}cp,$$

$$(15) \quad V_t = R_{t-1} - \theta - \beta * r_{t-1}.$$

Según esta especificación $\alpha_1 < 0$ y $\alpha_2 > 0$ es una condición necesaria para que exista ajuste ambas direcciones. Si $\text{abs}(\alpha_1) > \text{abs}(\alpha_2)$ las tasas serían rígidas al alza (hipótesis relevante para las tasas pasivas); lo contrario implicaría que la rigidez es a la baja (hipótesis relevante para las tasas activas).

Para probar esta hipótesis se procedió a estimar un modelo estándar de corrección de errores uniecuacional, extraer de este la relación implícita de largo plazo, computar el residuo en dicha relación y finalmente estimar el modelo propuesto en (14) para el mismo conjunto de variables de control.¹⁷

Un segundo tipo de asimetría coherente con el funcionamiento de un mercado financiero poco profundo sería tal que los *costos de menú* generasen un espacio entre cero y κ dentro del cual el nivel de desarbitraje no justificaría un cambio en las tasas tendiente a la convergencia. De este modo, podría observarse que para pequeños desalineamientos la velocidad de ajuste α es no significativa; mientras que para niveles suficientemente altos dicho parámetro comienza a operar como eje gravitacional en el modelo.

$$(16) \quad d(R_t) = \alpha_1 * (V_t) * \text{abs}(V_t) \geq \kappa + \alpha_2 * (V_t) * \text{abs}(V_t) < \kappa + \mathfrak{R}cp.$$

Alternativamente, podría asumirse una hipótesis para representar esta asimetría según la cual no habría una relación lineal en la dinámica de corto plazo asociada al desalineamiento

¹⁷ Este proceso secuencial se emplea también para los restantes modelos asimétricos.

de largo plazo, sino más bien una polinómica. El modelo habitual para especificar esta relación es por la vía de una función cuadrática, aunque bien podría modelarse a través de un polinomio de rezagos distribuidos (PDL).

$$(17) \quad d(R_t) = \alpha_1 * (V_t) - \alpha_2 * (V_t)^2 * (V) < 0 + \alpha_2 * (V_t)^2 * (V) > 0 + \mathfrak{R}_{cp}.$$

Obsérvese que el coeficiente en ambos términos cuadráticos es el mismo con signo cambiado, lo cual facilita la interpretación económica del modelo. Esta especificación podría incorporar dos tipos de asimetría en la velocidad de ajuste, una sobre el nivel y otra respecto al signo del desalineamiento dejando libre ambos coeficientes. A continuación se presentan los resultados para las distintas hipótesis discutidas previamente en dos cuadros. El cuadro 11 refiere a los efectos asimétricos vinculados a las tasas activas y el cuadro 12 lo hace para las tasas pasivas. En dichos cuadros y para cada tasa, la columna 1 refleja el modelo de referencia sin efectos asimétricos; la columna 2 plantea la hipótesis de asimetría en la velocidad de ajuste en relación al tamaño del error; la columna 3 lo hace en relación al signo del desalineamiento en la relación de largo plazo; y la columna 4 evalúa asimetrías en el traspaso de corto plazo.

Para la tasa activa promedio a empresas el cuadro 11 permite validar la hipótesis de asimetría en la velocidad y dirección del ajuste a la relación de largo plazo, mostrando una relación no significativa respecto a la asimetría en la respuesta de corto plazo.

- i) Los valores de la tercera y quinta fila reflejan cambios en la velocidad de ajuste según el signo del desalineamiento. Su relación, permite determinar en la columna si existen rigideces asimétricas en la fijación de precios. En particular, para el caso del crédito bancario sería esperable que en un escenario de poder de mercado existiera rigidez a la baja. Esta hipótesis implicaría que el valor absoluto de los parámetros en la fila 5 debiera superar al de la fila 3. Excepto para el caso de las tasas agropecuarias esta hipótesis no puede rechazarse al 10%.
- ii) Una segunda hipótesis probada considera no linealidad en la velocidad de ajuste. Para validarla, una función

CUADRO 11. EFECTOS ASIMÉTRICOS SOBRE EL TRASPASO (ACTIVAS)

	Tasa industria				Tasa servicios				Tasa agropecuaria				Tasa empresas_pr			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
1 ERROR(-1)	-0.28	-0.06		-0.28	-0.19	-0.13		-0.18	-0.19	-0.22		-0.18	-0.11	0.00		-0.11
2 Est.	0.07	0.08		0.07	0.05	0.08		0.05	0.03	0.08		0.03	0.03	0.03		0.03
3 ERROR(-1)>0)*ERROR (-1)			-0.11				-0.11				-0.20				-0.03	
4 Est.			0.06				0.06				0.06				0.04	
5 ERROR(-1)<0)*ERROR (-1)			-0.44				-0.28				-0.19				-0.19	
6 Est.			0.08				0.05				0.05				0.04	
7 (ABS ERROR(-1))*ERROR (-1))		-1.17					-0.20			0.04				-0.41		
8 Est.		0.37				0.22				0.08				0.12		
9 (D(L_CALL/100))	0.49	0.49	0.50		0.37	0.37	0.38		0.17	0.17	0.17		0.35	0.36	0.36	
10 Est.	0.10	0.10	0.10		0.06	0.06	0.06		0.08	0.07	0.07		0.04	0.04	0.04	
11 (D(L_CALL)<0)*D(1_CALL/100))				0.61				0.32				0.05				0.32
12 Est.				0.23				0.10				0.13				0.11
13 (D(L_CALL)>0)*D(1_CALL/100))				0.40				0.40				0.26				0.37
14 Est.				0.05				0.06				0.06				0.03
15 R2aj	0.66	0.68	0.67	0.67	0.57	0.58	0.59	0.57	0.59	0.59	0.58	0.59	0.78	0.80	0.80	0.78

NOTAS: En cursiva parámetros de interés; y en negro no significativos al 10% (T < 1.65).

CUADRO 12. EFECTOS ASIMÉTRICOS SOBRE EL TRASPASO (PASIVAS)

	Tasa 60_días				Tasa 90_días				Tasa 180_días				Tasa 360_días			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
1 ERROR(-1)	-0.30	-0.10		-0.30	-0.27	-0.22		-0.24	-0.24	-0.06		-0.21	-0.21	0.00		-0.22
2 Est.	0.05	0.05		0.05	0.09	0.24		0.07	0.09	0.16		0.08	0.07	0.10		0.07
3 $ERROR(-1) > 0 * ERROR(-1)$			-0.27			-0.25				-0.46				-0.25		
4 Est.			0.08			0.08				0.27				0.08		
5 $ERROR(-1) < 0 * ERROR(-1)$			-0.35			-0.30				-0.05				-0.13		
6 Est.			0.10			0.15				0.22				0.10		
7 $(ABS\ ERROR(-1)) * ERROR(-1)$		-1.34				-0.35				-1.10				-1.05		
8 Est.		0.43				1.11				1.25				0.62		
9 $(D(I_CALL)/100)$	0.20	0.19	0.20		0.24	0.24	0.24		0.35	0.34	0.31		-0.02	-0.06	-0.04	
10 Est.	0.03	0.02	0.03		0.08	0.08	0.08		0.12	0.11	0.08		0.07	0.05	0.07	
11 $(D(I_CALL) < 0) * D(I_CALL/100)$				0.19			0.32					0.60				-0.10
12 Est.				0.06			0.16					0.25				0.10
13 $(D(I_CALL) > 0) * D(I_CALL/100)$				0.21			0.15					0.14				0.04
14 Est.				0.04			0.09					0.08				0.05
15 R2aj	0.59	0.61	0.59	0.59	0.34	0.34	0.33	0.35	0.62	0.64	0.65	0.67	0.41	0.46	0.42	0.42

NOTAS: En cursiva parámetros de interés; y en negro no significativos al 10% ($T < 1.65$).

cuadrática debería operar por añadidura (o por sustitución) sobre la habitual corrección de errores. La fila 7 incorpora dicha hipótesis, permitiendo, a su vez, un componente lineal en el ajuste. Exceptuando el caso de la tasa a negocios agropecuarios, las restantes muestran el signo correcto; no obstante, para la tasa a comercio y servicios dicho efecto no resulta significativo.

iii) Finalmente, en la cuarta columna, las filas 11 y 13 permiten evaluar la hipótesis de efectos asimétricos de corto plazo. Para el caso de los créditos la hipótesis nula supondría un mayor efecto en ocasión de aumentos de la *call*. Con la excepción de la tasa a industria el signo de dicha relación es el esperado. No obstante, únicamente la tasa a negocios agropecuarios muestra un diferencial significativo entre ambos coeficientes.

Para las tasas pasivas, el signo en las relaciones es el esperado, pero en varios casos el tamaño de las desviaciones estándar no permite rechazar las hipótesis asociadas a ausencia de asimetría. Sin embargo, los tramos largos en la estructura de tasas parecerían más proclives a admitir la presencia de una asimetría en la velocidad de ajuste al estado estacionario. En el caso de la tasa a 180 días, se observaría un efecto significativo en la dinámica de corto plazo consistente con una inflexibilidad al alza.

Rescapitulando, las relaciones asimétricas resultan difíciles de validar empíricamente por la alta desviación estándar que contienen los parámetros, lo cual está relacionado con la alta volatilidad que se ha observado en el periodo de análisis. No obstante, en términos generales los signos son correctos y para algunos varios casos las hipótesis resultan estadísticamente significativas.

IV. FUNCIONES DE IMPULSO-RESPUESTA A CHOQUES MONETARIOS

A continuación se realizarán una serie de ejercicios de simulación dinámica que permiten visualizar las respuestas para las tasas de interés a un choque restrictivo de 100 pb sobre la TPM. De forma secuencial se analizará el escenario base; un

segundo que considera cambios en la relación de largo plazo y un modelo no lineal de corto plazo incorporando la restricción de traspaso unitario.

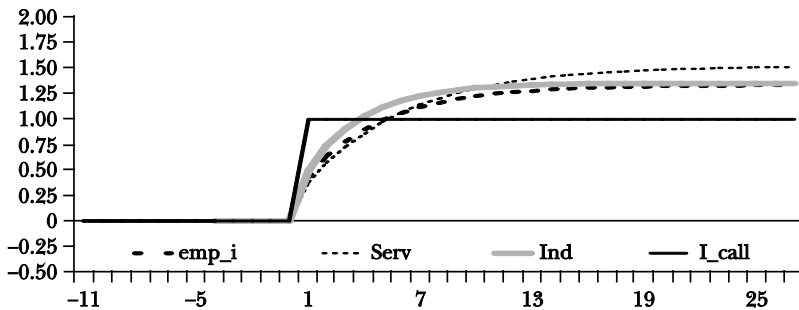
La principal conclusión que se extrae de estos ejercicios es que la respuesta de las tasas bancarias a un choque sobre la tasa *call* es superior cuando no se distinguen periodos en dicha relación.

1. Modelo lineal con muestra completa

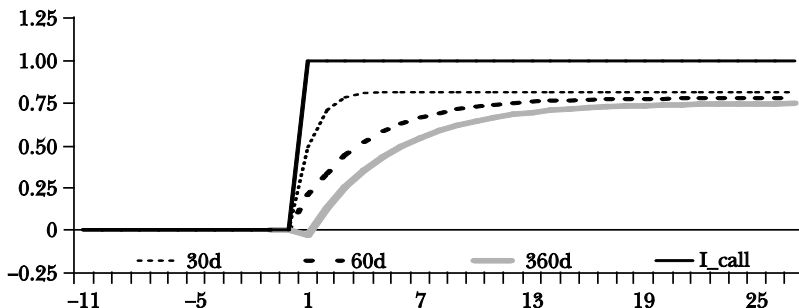
El primer ejercicio se computa a partir del modelo uniecuacional [ecuaciones (10) y (11)] para la muestra completa. Como variables de control (Z) se emplearon: variaciones contemporáneas de la tasa LIBOR, el UBI y la relación en niveles rezagada del Gap de riesgo por el diferencial financiero. A continuación se presentan los resultados de las respuestas a un cambio en el nivel de la tasa *call* de 100 pb para la estimación de los parámetros en muestra completa.

El resultado es un traspaso fuerte tanto de las tasas activas

GRÁFICA XX. IMPULSO-RESPUESTA ACTIVAS



GRÁFICA XXI. IMPULSO-RESPUESTA PASIVAS



como pasivas. La respuesta de las tasas activas supera ampliamente el impulso original, con un traspaso final algo inferior a 1.5; mientras las pasivas convergen a un traspaso aproximado de 0.8.

2. Modelo no lineal en relación a largo plazo

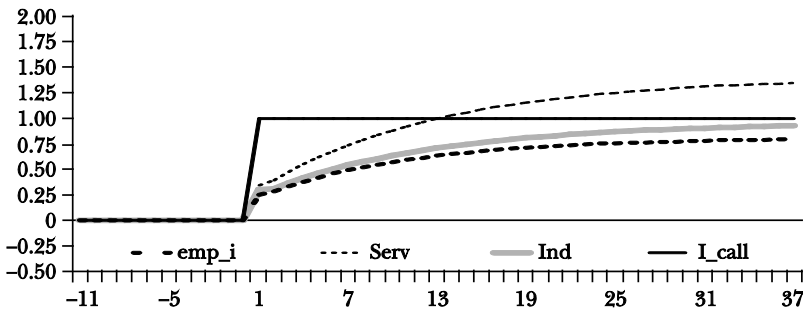
El segundo ejercicio evalúa las respuestas con un modelo no lineal conforme a la siguiente especificación. La misma difiere de la anterior únicamente en flexibilidad de la relación a largo plazo.

$$(10') \quad d(R_t) = \alpha^I * (R_{t-1} - \theta^I - \beta^I r_{t-1} - \eta * (UBI_t - UBI^{eq}) * (R_t - r_t)) + \Re cp$$

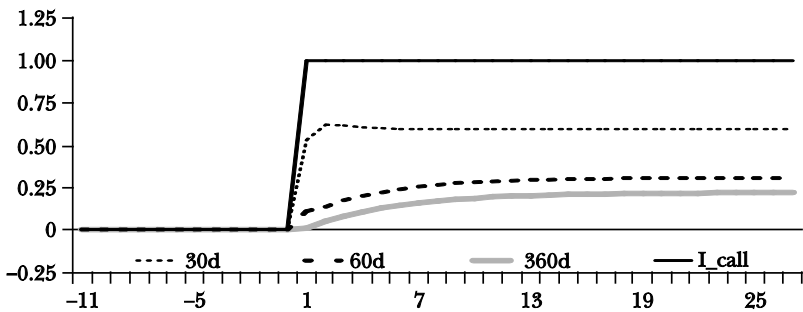
$$(11') \quad \Re cp = \sum_{n=0}^m \lambda_n * d(r_{t-n}) + \sum_{n=1}^m \psi_n * d(R_{t-n}) + \sum_{n=0}^m \varphi_n * Z_{t-n} + \mu_n * D_n + e_t$$

En donde: $I = (1998-2002); (2002-2004); (2004,2009)$.

GRÁFICA XXII. IMPULSO-RESPUESTA ACTIVAS NO LINEAL



GRÁFICA XXIII. IMPULSO-RESPUESTA PASIVAS NO LINEAL



La simulación dinámica para este modelo contrasta con el previamente presentado. En este caso, el traspaso para ambas tasas es inferior a uno, excepto para el segmento de comercio y servicios. La velocidad de ajuste también resulta inferior, especialmente para las tasas pasivas. El resultado es un traspaso menor de la tasa referencial al conjunto de tasas bancarias.

3. Modelo no lineal con traspaso unitario

Finalmente, se analizan las respuestas conforme a una especificación que asume un traspaso completo para el largo plazo, donde se permite que tanto la velocidad de ajuste y el diferencial como la dinámica de corto plazo se ajusten para cada episodio.

$$(10'') \quad d(R_t) = \alpha^I * (R_{t-1} - \theta^I - r_{t-1} - \eta * (UBI_t - UBI^{eq}) * (R_t - r_t)) + \mathfrak{R}cp.$$

$$(11'') \quad \mathfrak{R}cp = \sum_I \sum_{n=0}^m \lambda_n^I * d(r_{t-n}) + \sum_I \sum_{n=1}^m \psi_n^I * d(R_{t-n}) + \sum_{n=0}^m \varphi_n * Z_{t-n} + \mu_n * D_n + \varepsilon_t.$$

En donde, $I = (1998-2002); (2002-2004); (2004-2009)$.

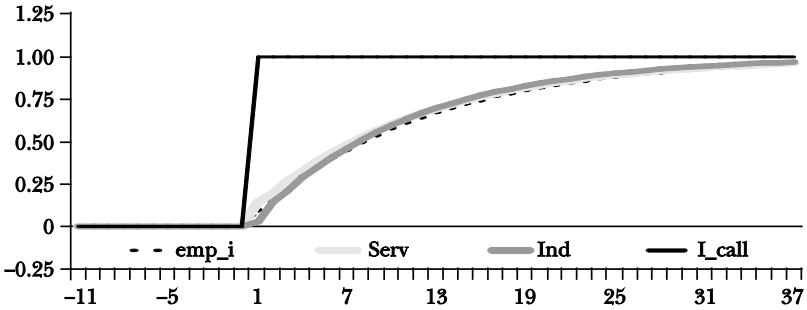
La base teórica de este modelo, considera que si bien en muestras pequeñas los traspasos pueden resultar inferiores o superiores a uno, una correcta medición de los mismos, una vez corregidos los factores que afectan cíclicamente los márgenes, debiera ser unitaria. Esta argumentación se sustenta en la hipótesis de que las tasas no debieran dispersarse de forma permanente. Los resultados de acuerdo con este enfoque pueden observarse en el cuadro 13.

Nuevamente sobresale la menor velocidad de ajuste para el periodo final de la muestra. Según esta especificación, en general, el traspaso de corto plazo resulta inferior durante el periodo 2004-2009. A continuación se presentan las respuestas a una contracción monetaria de 100pb para la TPM.

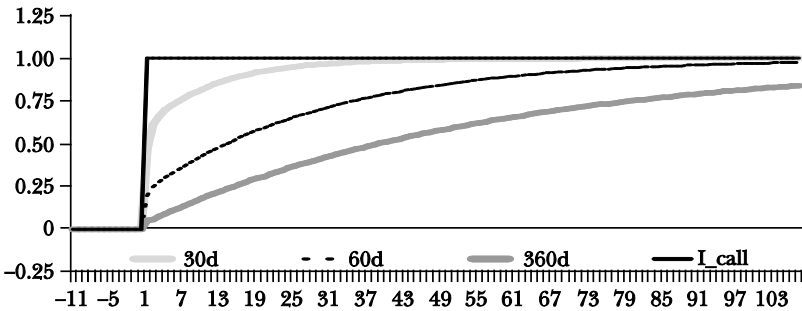
Dado que se impuso un traspaso a largo plazo completo al impulso monetario, el nivel al cual convergen las respuestas debe coincidir con choque original. En este caso, la velocidad de ajuste resume toda la información relevante de la dinámica en el traspaso de tasas. El resultado es similar al observado para el caso previo, siendo las respuestas relativamente lentas. Obsérvese que al año de implementado el

sesgo, las tasas activas responderían por aproximadamente un 50% del impulso.

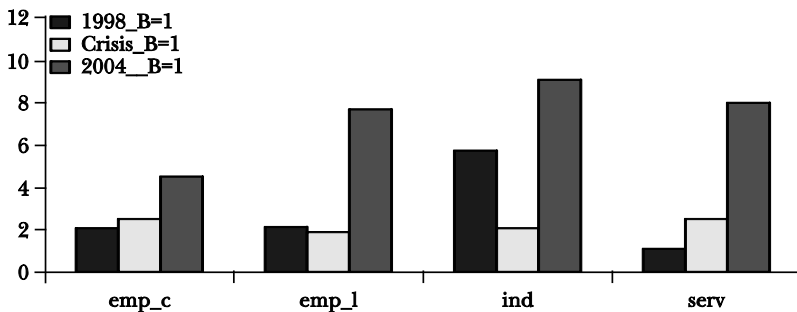
GRÁFICA XXIV. IMPULSO-RESPUESTA ACTIVAS NO LINEAL B=1



GRÁFICA XXV. IMPULSO-RESPUESTA PASIVAS NO LINEAL B=1



GRÁFICA XXVI. NÚMERO DE MESES AJUSTE 50% B=1



Como puede observarse en las gráficas previas, imponer un traspaso unitario de largo plazo no afecta en lo sustantivo la potencia del traspaso respecto al ejercicio no lineal previo. En ambos casos, se requiere un número similar de meses para cubrir el 50% del ajuste. Del mismo modo, independientemente

CUADRO 13. ESTIMACIONES POR PLAZO CON FS-LP = 1

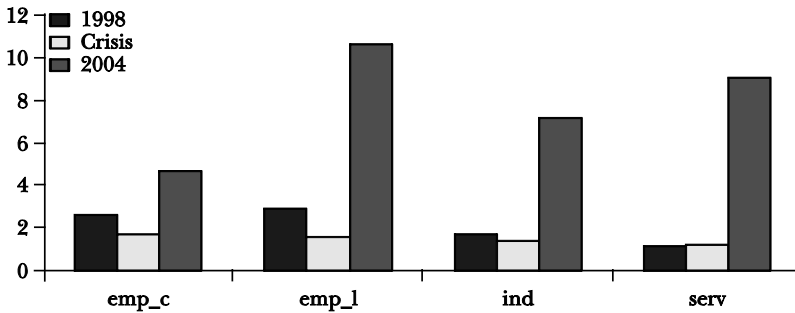
	Empresas plazo		Familias		Empresas, sectorial			Pasivas por plazo				
	<i>iap_em_c</i>	<i>iap_emp_I</i>	<i>iap_fam</i>	<i>iap_ind</i>	<i>iap_agro</i>	<i>iap_serv</i>	<i>ipp_30</i>	<i>ipp_60</i>	<i>ipp_90</i>	<i>ipp_180</i>	<i>ipp_360</i>	
C_1998	0.23	0.21	0.61	0.15	0.44	0.22	-0.01	-0.03	0.00	-0.14	0.01	
p(F)	0.00	0.00	0.04	0.00	0.01	0.00	0.01	0.02	0.85	0.28	0.63	
Coer_1998	-0.26	-0.28	-0.08	-0.66	-0.16	-0.50	-0.21	-0.06	-0.13	-0.01	-0.09	
p(Z)	0.01	0.00	0.15	0.00	0.04	0.00	0.00	0.00	0.05	0.75	0.04	
C_Crisis	0.23	0.23	0.38	0.20	0.39	0.27	-0.02	-0.08	-0.04	-0.05	0.01	
p(F)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.04	0.00	0.45	0.08	0.87	
Coer_Crisis	-0.40	-0.52	-0.35	-0.47	-0.48	-0.39	-0.30	-0.22	-0.15	-0.32	-0.26	
p(Z)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	
C_2004	0.07	0.09	0.47	0.08	0.10	0.09	0.00	-0.04	-0.01	-0.02	0.01	
p(F)	0.00	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00	0.78	0.00	0.13	0.00	0.78	

Coer_2004	-0.19	-0.11	-0.03	-0.11	-0.11	-0.11	-0.04	-0.03	-0.11	-0.11	-0.11	-0.02
p(Z)	0.00	0.00	0.20	0.00	0.04	0.04	0.04	0.01	0.00	0.00	0.00	0.10
PS_CP_1998	0.45	0.40	0.07	0.55	0.09	0.58	0.58	0.13	0.21	0.21	0.06	0.09
p(Z)	0.00	0.00	0.14	0.00	0.29	0.00	0.00	0.00	0.04	0.04	0.14	0.00
PS_CP_Crisis	0.34	0.37	0.09	0.42	0.15	0.43	0.43	0.22	0.44	0.44	0.44	0.08
p(Z)	0.00	0.00	0.24	0.00	0.17	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.12
PS_CP_2004	0.16	0.14	-0.02	0.08	-0.03	0.48	0.48	0.20	0.18	0.18	0.26	0.00
p(Z)	0.06	0.10	0.87	0.27	0.84	0.00	0.00	0.00	0.12	0.12	0.00	0.91
R2	0.76	0.79	0.52	0.76	0.55	0.49	0.49	0.47	0.20	0.20	0.30	0.34
Mes_pom 1998	2.11	2.16	12.00	0.69	5.73	1.10	1.97	14.15	6.17	6.17	77.11	10.39
Mes_pomCrisis	2.52	1.92	2.85	2.13	2.10	2.54	-3.29	4.46	6.56	6.56	3.14	3.82
Mes_pom 2004	4.52	7.74	29.57	8.14	9.10	8.02	12.07	30.55	7.19	7.19	6.49	56.26

NOTAS: En cursiva parámetros de interés; y en negro no significativos al 5%.

de la especificación, el traspaso sería más potente previo a 2004, especialmente durante la crisis financiera.

GRÁFICA XXVII. NÚMERO DE MESES AJUSTE 50%



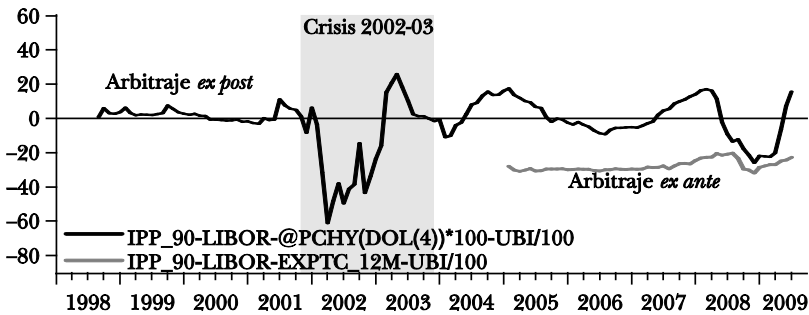
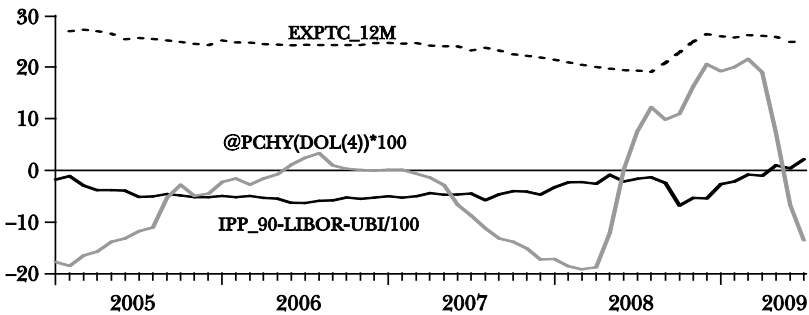
V. TRASPASO A TASAS EN MONEDA EXTRANJERA

El traspaso entre tasas en distintas monedas no es un objeto habitual de estudio en la materia. En primer lugar, no es común que el volumen de ahorro y crédito en moneda extranjera cuente con la dimensión que posee en Uruguay. En segundo lugar, el arbitraje entre monedas no es del tipo sugerido en la ecuación (1) ya que interviene la devaluación esperada. Para el mercado de ahorro y crédito en moneda extranjera el ajuste se procesa por variaciones en el tipo de cambio *spot* y no necesariamente cambios en las tasas de interés.

En Uruguay, durante la vigencia del régimen de bandas de flotación fueron las tasas en moneda nacional quienes operaron como variable de ajuste, dada una estructura de tasas de interés externas, cierto riesgo país asociado y una devaluación esperada en línea con el anuncio oficial.

La gráfica XXVIII, muestra como la condición de arbitraje se cumplió casi con exactitud durante el periodo de bandas y dejó de operar hacia adelante, tanto considerando su versión *ex ante* (la cual es computable desde 2005) como *ex post*. La gráfica XXIX, muestra como tanto el arbitraje financiero como el supuesto de racionalidad no resultan buenos predictores de la encuesta de expectativas EXPTC_12M.¹⁸

¹⁸ El uso de una tasa pasiva a 90 días en moneda nacional obedece a la intención de calzar la duración.

GRÁFICA XXVIII. ARBITRAJES DE TASAS, 1998-2009**GRÁFICA XXIX. NÚMERO DE EXPECTATIVAS DEVALUATORIAS, 2005-2009**

La aparente ausencia de arbitraje es tal que una regresión sobre las expectativas del mercado, la condición de arbitraje descubierta, la devaluación contemporánea y adelantada para el periodo comprendido entre 2005 y 2009 presenta el siguiente resultado:

$$\text{EXPTC}_{12\text{M}} = 0.23 - 0.03 * @\text{PCHY}(\text{DOL}(4)) + 0.11 * @\text{PCHY}(\text{DOL}(-1)) - 0.28 * (\text{IPP}_{90\text{-LIBOR-UBI}} / 10000)^{19}$$

Según esta ecuación, el arbitraje de tasas contribuyó negativamente a explicar la devaluación esperada por los analistas entre 2005 y 2009. En la ecuación estimada, las expectativas lucen adaptativas y desconectadas de los diferenciales de tasas de interés.²⁰

¹⁹ La regresión exhibe un R^2 bajo para una ecuación en niveles (0.3), siendo el adelanto de devaluación no significativo al 5%.

²⁰ Si bien en el diferencial por monedas podría esperarse un premio por devaluación inesperada, las expectativas relevadas en la encuesta mensual por el BCU son en todos los casos muy superiores a la devaluación implícita en los diferenciales de tasas.

Dada la aparente ausencia de arbitraje; el alto grado de dolarización en la economía, especialmente en los segmentos de crédito a largo plazo empresas transables; y la existencia de un régimen de flotación sucia para el tipo de cambio, resulta de interés conocer si existe algún tipo de incidencia entre la tasa referencial en pesos y las tasas en dólares. Especialmente por el papel que desempeñan las tasas en moneda extranjera en el canal del crédito y potencialmente como semielasticidad relevante en la curva IS.

Para inferir esta relación se estimó el siguiente modelo, en donde R_t en este caso representa una tasa (activa o pasiva) en moneda extranjera; LIBOR, una tasa interbancaria en dólares a 90 días; UBI, una medida de riesgo país; y r_t la tasa *call* interbancaria en pesos. Finalmente, el vector Z en este caso contiene las variaciones en la tasa LIBOR y en el UBI, contemporáneas y rezagadas un periodo.²¹

$$(18) \quad d(R_t) = \alpha * (R_{t-1} - \theta - \varphi * LIBOR - \beta r_{t-1} - \psi * UBI) + \mathfrak{R}cp$$

$$\mathfrak{R}cp = \sum_{n=0}^m \lambda_n * d(r_{t-n}) + \sum_{n=1}^m \psi_n * d(R_{t-n}) + \sum_{n=0}^m \gamma_n * d(LIBOR_{t-n}) + \sum_{n=0}^m \omega_n * d(UBI_{t-n}) + e_t$$

En el cuadro 14 se resaltan los parámetros de interés correspondientes al traspaso de corto y largo plazo de la tasa *call* y los relativos a la LIBOR a efectos comparativos.

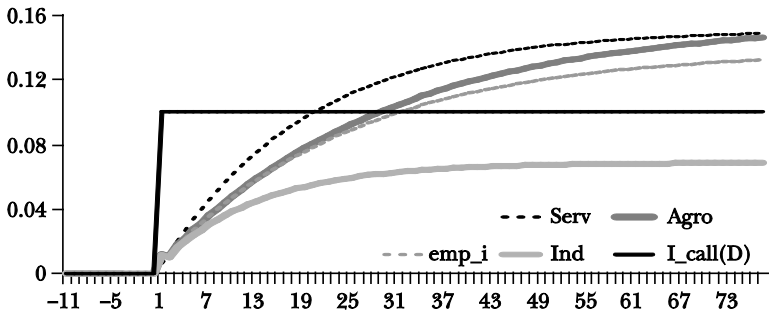
Los resultados son concluyentes en cuanto a la escasa incidencia relativa que tienen la tasa *call* sobre la estructura activa y pasiva de tasas en moneda extranjera. La relación entre el traspaso de largo plazo de la tasa LIBOR y la tasa *call* en moneda nacional sobre la estructura en moneda extranjera es de aproximadamente 10 a 1. El traspaso de la tasa rectora es débil, tanto en el corto como en el largo plazo y para todos los segmentos de actividad. No obstante, aunque reducido, existe

²¹ No se incorpora como variable explicativa la devaluación esperada ya que las series confiables para dicha variable se computan a partir de 2005. En todo caso, su omisión no debiera sesgar a la baja β . Dada la correlación positiva que podría esperarse entre una tasa en moneda nacional y la devaluación esperada y el signo positivo que debiera tener en las ecuaciones propuestas, si su exclusión induce algún tipo de sesgo, este es hacia un mayor coeficiente de traspaso de corto y largo plazo. Por este motivo, los resultados presentados para el caso de las tasas en moneda extranjera debieran ser considerados como cotas superiores.

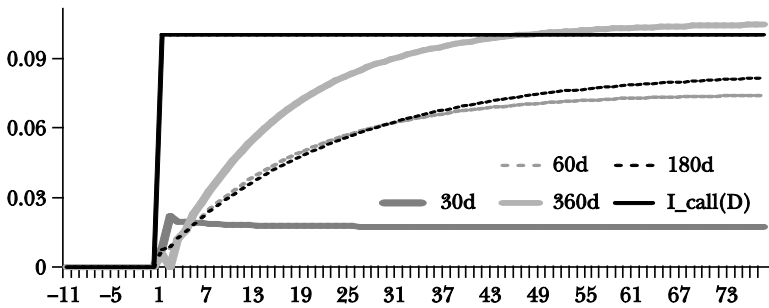
un efecto positivo y significativo entre los movimientos en la tasa interbancaria en pesos y las tasas activas y pasivas en moneda extranjera.

Un análisis de las funciones de impulso respuesta para tasas activas y pasivas en moneda extranjera requiere de una escala propia para ser apreciada debido a su escaso traspaso. Concretamente, las tasas activas muestran un traspaso de largo plazo de entre 0.8% y 15%; mientras que las tasas pasivas se encuentran por debajo del 10%.

GRÁFICA XXX. IMPULSO-RESPUESTA ACTIVAS USD



GRÁFICA XXXI. IMPULSO-RESPUESTA PASIVAS USD



En síntesis, el reducido impacto que tendrían las estructuras en moneda extranjera a los impulsos de la tasa rectora, excluiría a efectos de los canales de transmisión a una gran proporción del crédito, especialmente el concertado a largo plazo.

CUADRO 14. TRASPASO A TASAS EN MONEDA EXTRANJERA

	Empresas plazo		Familias		Empresas, sectorial			Pasivas por plazo				
	<i>iap_em_c</i>	<i>iap_emp_I</i>	<i>iap_fam</i>	<i>iap_ind</i>	<i>iap_agro</i>	<i>iap_serv</i>	<i>iap_30</i>	<i>iap_60</i>	<i>iap_90</i>	<i>iap_180</i>	<i>iap_360</i>	
Coer (α)	-0.11	-0.05	-0.05	-0.10	-0.05	-0.07	-0.16	-0.04	-0.07	-0.05	-0.09	
$\rho(T)$	0.00	0.03	0.01	0.01	0.09	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
LIBOR_LP	0.77	1.09	1.48	0.86	1.83	0.76	0.76	0.89	0.91	0.83	0.67	
F-H0=0	0.01	0.06	0.01	0.04	0.06	0.08	0.00	0.02	0.00	0.01	0.00	
PS_LP (β)	0.10	0.14	0.06	0.07	0.16	0.15	0.02	0.07	0.06	0.08	0.11	
F-H0=0	0.00	0.00	0.19	0.01	0.07	0.00	0.23	0.00	0.00	0.00	0.00	
LIBOR_CP	0.39	0.39	0.20	0.42	0.17	0.52	0.36	0.27	0.42	0.25	0.43	
$\rho(T)$	0.01	0.03	0.90	0.05	0.87	0.07	0.00	0.00	0.00	0.11	0.04	
UBI_CP	0.07	0.04	0.02	0.06	0.01	0.00	0.07	0.01	0.00	0.00	-0.03	
$\rho(T)$	0.00	0.07	0.44	0.02	0.81	1.00	0.00	0.59	0.84	0.92	0.08	
PS_CP (A)	-0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.02	0.00	0.01	0.01	-0.01	

Uniecuacional

$\rho(T)$	0.85	0.01	0.00	0.03	0.09	0.17	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02
R^2 ajustada	0.24	0.24	0.28	0.19	0.19	0.22	0.36	0.47	0.29	0.17	0.32	0.32
Const	5.32	5.32	9.19	4.77	E&G 5.88	5.71	-0.85	-0.68	-0.36	-0.27	0.29	0.29
$\rho(T)$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.16	0.41	0.32	0.32
LIBOR_LP (β)	0.68	0.78	0.65	0.70	0.94	0.77	0.74	0.69	0.70	0.70	0.66	0.66
$\rho(T)$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
PS_LP (β)	0.03	0.04	0.05	0.03	0.06	0.04	0.03	0.03	0.03	0.04	0.03	0.03
$\rho(T)$	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
UBI_LP (β)	0.22	0.16	-0.05	0.20	0.12	0.16	0.04	0.04	0.04	0.03	0.05	0.05
$\rho(T)$	0.00	0.01	0.52	0.00	0.28	0.00	0.04	0.09	0.18	0.43	0.09	0.09
R^2 ajustada	0.54	0.56	0.47	0.60	0.48	0.56	0.85	0.69	0.69	0.59	0.60	0.60
PT_LP (prom)	0.06	0.09	0.06	0.05	0.11	0.09	0.02	0.05	0.05	0.06	0.07	0.07

NOTAS: En negritas parámetros de interés; y en cursivas no significativas al 5%.

VI. CONCLUSIONES

Los resultados expuestos permiten extraer algunas reflexiones con carácter tentativo:

- Como era de esperar el traspaso de la tasa referencial en moneda nacional opera con mayor intensidad en los mercados en pesos, siendo muy débil en los segmentos de moneda extranjera.
- El traspaso de largo plazo parece ser algo mayor para las tasas activas en relación con las tasas pasivas. Este resultado tiende a debilitarse al considerar al riesgo país como factor explicativo del cambio en los márgenes.
- Las tasas pasivas en promedio muestran una velocidad de ajuste superior y traspasos de corto plazo mayores a las tasas activas.
- Existe evidencia firme con respecto de una disminución en el traspaso o en la velocidad con que opera a partir del uso de agregados monetarios (y en segunda instancia tasas de interés) como instrumento. Sorprende este resultado por cuanto contrasta con la evidencia para Perú y Costa Rica.
- Una parte de la caída en el traspaso estaría asociada al supuesto de márgenes constantes. Una vez modelado el margen la reducción del traspaso se modera.
- Si bien el traspaso habría disminuido, aún continuaría siendo significativo tanto para las operaciones activas como pasivas en moneda nacional. Posiblemente la creciente exogeneidad de la tasa rectora imponga una menor sincronización entre ella y las restantes tasas durante el periodo de ajuste al nuevo régimen.
- La inclusión del UBI en la especificación de los modelos, estabiliza los coeficientes de traspaso al tiempo que permite controlar por cambios en los márgenes de intermediación para los distintos segmentos financieros. No emplear esta variable, podría sesgar los coeficientes de traspaso.

- Se observan elementos asimétricos en las estrategias de fijación de precios por parte de las instituciones bancarias. Si bien estos resultados son coherentes con las teorías comportamentales, no en todos los casos resultan significativos.
- La volatilidad de los procesos tiene componentes autorregresivos y guarda relación con el nivel de riesgo macroeconómico imperante. Esto podría dificultar el manejo monetario en periodos de tensión financiera, como parece haber sido el caso durante octubre y noviembre de 2008.

Desde el punto de vista del manejo de la política monetaria, el presente estudio mostraría una debilidad con el actual esquema de metas de inflación flexible para lograr incidir eficaz y oportunamente a partir de un estímulo monetario sobre las tasas relevantes del sistema bancario. En particular, en las estimaciones no lineales, las tasas activas cubrirían aproximadamente un 50% de la respuesta en seis meses, lo cual parece un periodo prolongado. En este sentido, el estudio señala el riesgo de considerar los resultados para la muestra completa, por cuanto la crisis financiera de 2002-2003 podría haber incidido en una percepción de mayor sincronización entre las tasas.

Empero, se reconoce que de mantenerse el actual sistema de manejo de tasas de interés, profundizando el papel comunicacional que compete al Comité de Política Monetaria; de acuerdo con un uso predecible del instrumento; en un contexto de estabilidad macroeconómica; de mayor competencia entre las instituciones bancarias; junto a un mercado financiero más profundo, sería esperable una mayor participación relativa del mercado en moneda nacional y un traspaso más potente a las tasas bancarias a futuro.

Anexo metodológico

Cuando las tasas de interés son estacionarias, el método de estimación más simple consiste en regresar la tasa bancaria de referencia R_t contra la tasa de política monetaria r_t (en nuestro caso la *call* interbancaria), un conjunto de variables de control $I(0)$ Z_t , entre las que destacan: cambios en la tasa LIBOR y

el riesgo país, y D variables ficticias de intervención y/o estacionales, que permiten controlar, entre otros, por cambios regulatorios.

$$(A.1) \quad R_t = \lambda * r_t + \psi * R_t + \varphi_n * Z_t + \mu_n * D_n + e_t .$$

Una segunda alternativa es utilizar mínimos cuadrados dinámicos o alternativas VAR que incorporen múltiples rezagos. Estos métodos de estimación permiten capturar la dinámica del proceso:

$$(A.2) \quad R_t = \sum_{n=0}^m \lambda_n * r_{t-n} + \sum_{n=1}^m \psi_n * R_{t-n} + \sum_{n=0}^m \varphi_n * Z_{t-n} + \mu_n * D_n + e_t .$$

Para estos casos, el coeficiente de traspaso se computa como:

$$(A.3) \quad \beta_{LP} = \sum_{n=0}^m \lambda_n / (1 - \sum_{n=1}^m \psi_n) .$$

Para al caso $I(1)$, de no existir cointegración la aproximación metodológica debiera utilizarse series en diferencias ya sea a nivel uniecuacional como en sistema de ecuaciones, dentro de los cuales sobresale la alternativa VAR. Esto es:

$$(A.4) \quad d(R_t) = \sum_{n=0}^m \lambda_n * d(r_{t-n}) + \sum_{n=1}^m \psi_n * d(R_{t-n}) + \sum_{n=0}^m \varphi_n * Z_{t-n} + \mu_n * D_n + e_t .$$

Siendo r_t la tasa de política monetaria (en nuestro caso la *call* interbancaria); R_t la tasa bancaria de referencia; Z_t un conjunto de variables de control $I(0)$, entre las que destacan: cambios en la tasa LIBOR y el riesgo país; y D variables ficticias de intervención o estacionales, que permiten controlar, entre otros, por cambios regulatorios.

Con esta especificación el coeficiente de traspaso β de largo plazo se computaría como:

$$(A.5) \quad \beta_{LP} = \sum_{n=0}^m \lambda_n / (1 - \sum_{n=1}^m \psi_n) .$$

Con cointegración, el modelo debe considerar la dinámica de ajuste a la relación de largo plazo implícita en un modelo de corrección de errores (MCE). Existen dos formas de estimar modelos con relaciones de largo plazo. La primera es la propuesta por Engle y Granger (1987) en la cual se estiman en dos etapas, primero la relación en niveles (A.4) y luego una regresión en diferencias (que da cuenta de la dinámica de corto plazo) en donde el residuo rezagado de la primera ecuación interviene como variable explicativa (A.5).

$$(A.6) \quad R_t = \theta + \beta * r_t + v_t \quad \text{con: } v_t \sim I(0)$$

$$(A.7) \quad d(R_t) = \alpha * (v_{t-1}) + \sum_{n=0}^m \lambda_n * d(r_{t-n}) + \sum_{n=1}^m \psi_n * d(R_{t-n}) + \\ + \sum_{n=0}^m \varphi_n * Z_{t-n} + \mu_n * D_n + e_t.$$

La segunda metodología estima conjuntamente ambas relaciones en una única ecuación. La ventaja del método bietápico radica en la superconsistencia de los estimadores; la desventaja relativa consiste en no controlar en la inferencia del vector de cointegración por la dinámica de corto plazo del proceso. Esto hace más atractivo el segundo método en muestras pequeñas. La representación de este tipo de modelos es la siguiente:

$$(A.8) \quad d(R_t) = \alpha * (R_{t-1} - \theta - \beta * r_{t-1}) + \sum_{n=0}^m \lambda_n * d(r_{t-n}) + \sum_{n=1}^m \psi_n * d(R_{t-n}) + \\ + \sum_{n=0}^m \varphi_n * Z_{t-n} + \mu_n * D_n + e_t.$$

En esta especificación, el primer paréntesis contiene el residuo rezagado de la relación de largo plazo; siendo α el coeficiente de corrección de error, el cual debe ser negativo y significativo como condición necesaria para que dicha representación sea válida. Dentro de la relación de cointegración, el coeficiente β corresponde al traspaso de largo plazo, siendo θ el diferencial entre dichas tasas.

En ambos casos se supone la exogeneidad débil de los fundamentos en el sentido de Engle, Hendry y Richards (1983). Esto resulta necesario a los efectos de inferir el vector de cointegración, por cuanto se requiere que no exista retroalimentación del modelo condicional al modelo marginal. La ausencia de esta propiedad haría recomendable estimar las relaciones por medio de vectores de corrección de errores (VEC), en donde no se hace ningún supuesto sobre la exogeneidad de los regresores.

Los resultados de la prueba de causalidad de Granger en el cuadro 2 indicarían que la tasa *call* es exógena fuerte en la relación de largo plazo respecto al conjunto de tasas que se analizarán. Las pruebas de Hausman para evaluar exogeneidad débil reportaron resultados ambiguos. No obstante, en la medida en que asumimos que la tasa *call* recoge directamente el sesgo en la política monetaria, ya sea porque ésta es controlada por la autoridad monetaria o porque dicha tasa es en ex-

tremo sensible a las condiciones monetarias, considerarla endógena generaría una seria dificultad interpretativa del proceso deliberativo y la implementación de la política monetaria.²²

Las metodologías presentadas previamente suponen relaciones lineales, lo que implica una simetría en la convergencia frente a los choques que enfrenta la economía. Pueden extenderse las técnicas de corrección de errores a modelos no lineales o asimétricos en donde la velocidad a la cual revierte al equilibrio sea proporcional a la brecha. Este tipo de modelos se denominan *Smooth Transition Autoregressive* (STAR). Otros dentro de esta categoría denominados *Threshold Autoregressive* (TAR) *models* permiten desalineamientos permanentes al interior de una banda y convergencia fuera de ella. A su vez, en los modelos asimétricos la velocidad a la cual se revierte al equilibrio puede depender del signo del desalineamiento. En particular, en un contexto de escasa competitividad, las firmas bancarias podrían estar más dispuestas a ajustar sus márgenes cuando esto les reporte mayores utilidades; o sea, tener cierta resistencia a subir las tasas pasivas o bajar las activas. Todas estas hipótesis son probadas en el apartado (III.3.d).

BIBLIOGRAFÍA

- Bernanke, B. S., y M. Gertler (1995), "Inside The Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", *Journal of Economic Perspective*, vol. 9, núm. 4.
- Berstein, S., y R. Fuentes (2003), "De la tasa de política a la tasa de colocación bancaria: la industria bancaria en Chile", *Economía Chilena*, vol. 6, núm. 1.
- Betancourt García, R., M. Misas Arango y L. Bonilla Mejía (2008), *Pass-through de las tasas de interés en Colombia: un enfoque multivariado con cambio de régimen*, Banco de la República (Borradores de Economía, núm. 535).

²² Esto no sería válido durante el periodo de bandas de flotación cambiarias; durante el cual, la tasa *call* podría ser efectivamente endógena. Con flotación y manejo de tasas, no considerarla exógena le atribuiría un factor completamente pasivo a la política monetaria.

- Bollerslev, T. (1986), "Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, vol. 31, pp. 307-327.
- Campbell, J. Y., A. W. Lo y A. C. McKinlay (1996), *The econometrics of financial markets*, Princeton University Press.
- CINVE (2010), *Transmisión de la política monetaria a nivel agregado*, trabajo realizado en el marco de la Red de Investigadores del BCU.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1999), "The Science of Monetary Policy: a New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Literature*, vol. XXXVII, diciembre, pp. 1661-1707.
- Cottarelli, C., G. Ferri y A. Generale (1995), *Bank Lending Rates and Financial Structure in Italy: A case of Study*, FMI (Working Paper, núm. 95/38).
- Cottarelli, C., y A. Kourelis (1994), "Financial Structure, Bank Lending Rate, and the Transmission Mechanism of Monetary Policy", *IMF Staff Paper*, vol. 41, núm. 4.
- De Bondt, G. (2002), *Retail bank interest rate pass-through: new evidence at the euro area level*, Banco Central Europeo (Working Paper Series, No. 136).
- Disyatat, P., y P. Vongsinsirikul (2003), "Monetary Policy and the Transmission Mechanism in Thailand", *Journal of Asian Economics*, núm. 14.
- Durán, R., y M. Esquivel (2008), *Policy Rate Pass-Through: Evidence From The Costa Rican Economy*, Banco Central de Costa Rica (Documento de Trabajo).
- Engle, R. F., D. F. Hendry y J.-F. Richard (1983), "Exogeneity", *Econometrica*, vol. 51, núm. 2, pp. 251-276.
- Engle, R., y C. Granger (1987), "Co integration and error-correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, pp. 987-1007.
- Estrella, A., y F. Mishkin (1996), "The Yield Curve as a Predictor of US Recessions", *Current Issues en Economics and Finance* (Federal Reserve Bank of New York), vol. 2, núm. 7, junio.
- Frexias, X., y J.-C. Rochet (2008), *Microeconomics of Banking*, segunda edición, MIT Press.
- Gianelli, D. (2009), *Un modelo estructural pequeño para la economía uruguaya*, texto mimeografiado, Banco Central del Uruguay.

- Hendry, D. F. (1996), *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press, Nueva York.
- Kwapil, C., y J. Scharler (2006), *Interest Rate Pass-Through, Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability*, Money Macro and Finance (MMF) Research Group Conference.
- Lahura, E. (2005), *El efecto de la tasa de interés y la política monetaria en el Perú: 1995-2004*, Banco Central de Perú (Documento de Trabajo, núm. 244).
- Lucas, R. (1972), "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*, vol. 4, núm. 2, pp. 103-24.
- Manzano, M., y S. Galmés (1996), *Credit Institutions Price Policies and Type of Customers: Impact on the Monetary Transmission Mechanism*, Banco de España (Documento de Trabajo, núm. 9605).
- Moazzami, B. (1999), "Lending Rate Stickiness and Monetary Transmission Mechanism: The Case of Canada and the United States", *Applied Financial Economics*, vol. 9, núm. 6, pp. 533-38.
- Mojon, B. (2000), *Financial Structure and the Interest Rate Channel of ECB Monetary Policy*, Banco Central de Chile (Working Paper, núm. 40).
- Winker, P. (1999), "Sluggish Adjustment of Interest Rates and Credit Rationing: An Application of Unit Root Testing and Error Correction Modelling", *Applied Economics*, vol. 31, núm. 3, pp. 267-277.
- Woodford, M. (2003), *Interest and Prices: Foundations of Monetary Policy*, Princeton University Press, Princeton.

Lawrence Christiano

Cosmin Ilut

Roberto Motto

Massimo Rostagno

Política monetaria y auges del mercado de valores

I. INTRODUCCIÓN Y RESUMEN

La interacción entre la política monetaria y la volatilidad de los precios de los activos ha sido objeto de preocupación creciente desde el colapso de los auges del mercado de valores de 2000 y 2007. ¿Son los auges como estos subóptimos? ¿Es la política monetaria responsable en parte de los auges del mercado de valores? ¿Debería buscar la política monetaria

Traduce y publica el CEMLA, con la debida autorización, el artículo Monetary Policy and Stock Market Booms, de L. Christiano (Northwestern University y National Bureau of Economic Research), C. Ilut (Duke University), R. Motto y M. Rostagno (los dos últimos, funcionarios del Banco Central Europeo). El documento fue preparado para el simposio "Macroeconomic Challenges: the Decade Ahead"; auspiciado por el Banco de Reserva Federal de Kansas City en Jackson Hole, Wyoming, del 26 al 28 de agosto de 2010, Las opiniones expresadas en este artículo son las de los autores y no reflejan necesariamente las del BCE o del Eurosistema. Los autores están muy agradecidos por las conversaciones sostenidas con David Altig, Gadi Barlevy, Martin Eichenbaum, Ippei Fujiwara y Jean-Marc Natal, y por los comentarios de John Geanakoplos. También contaron con la asesoría y asistencia de Daisuke Ikeda y Patrick Higgins.

estabilizar los auges del mercado de valores activamente? Estas preguntas clásicas se han puesto de nuevo sobre la mesa por la experiencia de las dos últimas décadas.

1. La sabiduría convencional

Creemos que existe una sabiduría convencional en las respuestas a estas preguntas. Los auges surgen en gran medida por razones no relacionadas con el manejo de la política monetaria. Algunos de estos son realmente excesivos. Pero, no es prudente identificar qué auges son excesivos y resistirlos activamente utilizando una política de tipos de interés. La sabiduría convencional es que, en todo caso, una estrategia de aumentar la política de tasa de interés cuando el pronóstico de inflación es alto y reducirla cuando el pronóstico de inflación es bajo debería ayudar a reducir la volatilidad excesiva. La idea es que los auges que son excesivos implican un aumento de los precios de las acciones por encima de los niveles justificados por los fundamentos. Tal auge representa un aumento repentino de la demanda porque no hay nada actualmente en el lado de la oferta de la economía que lo justifique. En un auge de la demanda, sin embargo, se espera que la inflación sea alta. La política de la previsión de la inflación como objetivo que utiliza una regla de tasa de interés se *inclina contra el auge* precisamente en el momento adecuado. A esta sabiduría convencional se le dio un fundamento intelectualmente coherente en dos artículos muy influyentes (Bernanke y Gertler, 1999 y 2001).

2. Datos

Nosotros exploramos una perspectiva alternativa de la relación entre la política monetaria y los auges. Estamos motivados a considerar esta alternativa por los registros históricos de los auges del mercado de valores estadounidense así como por el auge del mercado de valores japonés de los años ochenta. Encontramos que la inflación fue relativamente baja en cada uno de los 18 episodios de auge en los mercados bursátiles de los Estados Unidos que se produjeron en los

últimos dos siglos.¹ El caso japonés es especialmente llamativo, con una inflación desacelerada de manera repentina durante el auge, con respecto a su nivel anterior. La idea de que los auges del mercado de valores no son períodos de alta inflación, y de que estos son, si acaso, periodos de baja inflación no es nueva para este artículo. El trabajo reciente de Adalid y Detken (2007), Bordo y Wheelock (2004, 2007) y White (2009) también llama la atención a esta observación. Aquí, hacemos hincapié en las implicaciones para la política monetaria. El registro histórico sugiere que, al menos a nivel informal, una política monetaria que implementa la previsión de la inflación como objetivo usando una regla de tasa de interés en realidad podría desestabilizar los mercados de activos. Una inflación más baja que el promedio del auge provocaría una caída en la tasa de interés y por lo tanto amplificaría el aumento de los precios de las acciones en el auge.

Una característica notable de los auges del mercado de valores es que, con la excepción de sólo dos de los 18 auges en nuestro grupo de datos de los Estados Unidos, el crecimiento del crédito es siempre más fuerte durante un auge que fuera de este. En promedio, el crecimiento del crédito es el doble durante los auges que en los períodos en que no los hay. Razonamientos superficiales sugieren que la volatilidad se reduciría si el crecimiento del crédito se contrajera en la medida que los auges se ponen en marcha. En la práctica, esta contracción en respuesta al crecimiento del crédito no se justificaría con base en las perspectivas de inflación solamente, porque los auges no son de hecho períodos de inflación elevada. La idea de que al crecimiento del crédito se le debe asignar un papel independiente en la política monetaria se ha defendido en varios artículos. Hemos defendido esta posición en el trabajo que construimos aquí (Christiano, Ilut, Motto y Rostagno, 2008).²

¹ Excluimos la Guerra Civil y la primera y segunda guerras mundiales de nuestro conjunto de datos.

² Ver también Christiano, Motto y Rostagno (2007). Tal posición a menudo es referida como el punto de vista del BIS (ver: Eichengreen, 2009; Blanco, 2009; y las referencias allí citadas). Para una aplicación del análisis de la economía japonesa de Christiano, Ilut, Motto y Rostagno (2008), ver Christiano y Fujiwara (2006). En un trabajo relacionado, Cecchetti, Gen-

Según la sabiduría convencional, son sólo los auges *excesivos* los que son inflacionarios. Suponiendo que al menos algunos de los auges tomados en cuenta en este trabajo son excesivos, nuestros resultados contradicen la creencia convencional de que la inflación se acelera durante tales auges. De hecho, los resultados plantean la posibilidad de que la política monetaria es en parte responsable de al menos algunos auges, al responder a la caída de la inflación con recortes de las tasas de interés.

3. Interpretación de los datos con un modelo neokeynesiano

Nuestros resultados empíricos plantean una pregunta importante. ¿Cómo puede ser que un auge del mercado de valores basado puramente en expectativas acerca del futuro, que es por lo tanto impulsado sólo por la demanda, no aumente la inflación? A primera vista, el hallazgo aparente de que la inflación es baja durante tales auges puede aparecer simplemente extraña. Sin un marco coherente para dar sentido a esto, uno se resiste a hacer una aparente anomalía del fundamento para la construcción de una estrategia de política monetaria. Esta es la razón por la que recurrimos a las simulaciones de modelos.

Demostramos que el modelo neokeynesiano estándar proporciona un fundamento intelectual de la idea de que la inflación es relativamente débil en un auge. Esto es así, incluso en un auge que se basa únicamente en expectativas optimistas (posiblemente infundadas) sobre el futuro, y no sobre la situación real actual. Nuestras simulaciones apoyan la idea de que una política monetaria que se centra en gran medida en la inflación puede exacerbar los auges. Sin duda, existen mejoras en la supervisión bancaria y las regulaciones del mercado de crédito que pueden moderar la volatilidad del precio de los activos.³ Sin embargo, parece ineficiente usar la

berg, Lipsky y Wadhvani (2000) sostienen que la política monetaria también debe reaccionar a los movimientos en el mercado bursátil.

³ Somos simpatizantes de la idea (ver, por ejemplo: Hirtle, Schuermann y Stiroh, 2009) de que una perspectiva macroprudencial debe ser ejercida sobre la supervisión y la regulación de las entidades financieras. Ver, por ejemplo, Barlevy (2008), Evans (2010) y Geanakoplos (2009).

supervisión y la regulación para eliminar la volatilidad inyectada por la política monetaria. Esa fuente de volatilidad en cambio puede ser eliminada por un ajuste a la política monetaria.

Comenzamos con el modelo neokeynesiano más simple posible, el analizado por Clarida, Gali y Gertler (1999) y Woodford (2003). Debido a que este modelo contiene capital, no podemos usarlo para pensar en un auge del mercado de valores. Aún así, podemos utilizar el modelo para pensar en auges impulsados sólo por el optimismo sobre el futuro, por qué la inflación podría ser baja en un momento y cómo una regla de tasa de interés para el objetivo de previsión de la inflación podría ser desestabilizadora en estas circunstancias⁴. Este análisis pone en el centro de la cuestión –cómo la inflación podría ser baja en un auge impulsado por la demanda– y crea el fundamento intuitivo básico para comprender los resultados expuestos más adelante con base en modelos que sí toman en cuenta el precio de los activos.

Suponemos que las personas reciben una señal que les lleva a esperar que una tecnología que ahorra costos estará disponible en el futuro. En el modelo, los precios se fijan en función de los costos marginales actuales, así como de los futuros. La expectativa de que los costos marginales sean más bajos en el futuro desalienta el actual aumento de los precios. La regla de tasa de interés para el objetivo de previsión de la inflación lleva a la autoridad monetaria a reducir la tasa de interés, estimulando la demanda de bienes. La producción aumenta para satisfacer la demanda adicional, aumentando los costos marginales actuales. La reducción prevista a futuro en el costo marginal excede el aumento actual, por lo que los precios bajan efectivamente durante el auge.⁵

⁴ En el desarrollo de la intuición de los resultados de nuestros modelos, hacemos hincapié en el caso en que la regla de tasa de interés es una función de la inflación futura esperada. Sin embargo, mostramos que los resultados son robustos al supuesto de que la regla de tasa de interés es una función de la inflación actual, real.

⁵ Barsky y Sims (2010) brindan evidencia de vectores autorregresivos con datos de posguerra de los Estados Unidos, lo que sugiere que un choque noticioso al igual que el hace que la inflación caiga. Vemos esto como apoyo a nuestra interpretación del choque noticioso, para un auge del mercado bursátil.

Que los precios se fijen en parte como una función de los costos marginales futuros es esencial para nuestro análisis. En el modelo, la fijación de precios basada en previsiones refleja la presencia de fricciones en el ajuste de los precios. Sin embargo, es fácil pensar en otras razones por las que los fijadores de precios podrían serlo con base en previsiones. Por ejemplo, las empresas pueden estar motivadas a buscar una mayor cuota de mercado con el fin de estar en una mejor posición en el futuro para obtener utilidades de nuevas tecnologías futuras anticipadas. El impulso por una mayor cuota de mercado puede conducir a un patrón de reducción de precios. Esta estrategia particular de responder a los adelantos de tecnología mejorada es la que, por ejemplo, ha destacado Jeff Bezos, presidente de Amazon.⁶

4. ¿Por qué una regla de tasa de interés para el objetivo de previsión de la inflación podría desestabilizar un auge?

El auge que se produce a raíz de una señal sobre la tecnología del futuro en nuestro modelo de simulación es excesivo en un sentido de bienestar social. Su magnitud refleja la poca optimalidad de la regla de tasa de interés para pronosticar metas inflacionarias. La política monetaria que maximiza el bienestar social responde a las expectativas optimistas al aumentar la tasa de interés real considerablemente (nos referimos a la tasa de interés socialmente óptima como la *tasa natural de interés*). La razón de la fuerte alza en la tasa natural de interés es simple. La expectativa de mayores oportunidades futuras de consumo crea la tentación de aumentar el consumo inmediato. Sin embargo, dicho aumento es ineficiente debido a que su base –una mejora tecnológica– no está aún en su lugar. En un mundo donde los mercados funcionan sin problemas, el resultado eficiente –un retraso en el impulso al consumo– lo provoca de forma automática un aumento en la tasa de interés real. En ese mundo, las tasas de interés natural y real coinciden. En el mundo de nuestro modelo, el buen funcionamiento de los mercados se ve obstaculizado por las

⁶ Por ejemplo, de acuerdo con una biografía, “...desde el principio, Bezos trató de aumentar la participación de mercado tan rápido como fuera posible, a costa de las utilidades” (ver <http://www.achievement.org/autodoc/page/bez0bio-1>)).

fricciones de precios y salarios y el control de la autoridad monetaria sobre la tasa nominal de interés que le da control sobre la tasa de interés real. Este control se puede utilizar para bien o para mal: la autoridad monetaria tiene el poder de acercar o alejar la tasa real de interés de la tasa natural de interés. La autoridad monetaria que usa una regla de tasa de interés para previsión de la inflación como objetivo responde a la señal sobre la productividad futura exactamente de la manera equivocada. La autoridad monetaria señala la presión a la baja sobre la inflación a raíz de la señal y responde reduciendo las tasas de interés. La diferencia entre la tasa alta de interés que es óptima y la tasa de interés baja que se produce realmente representa un estímulo monetario importante y socialmente subóptimo. El auge que se produce a raíz de una señal de la tecnología del futuro mejorada es en gran medida un fenómeno de la política monetaria laxa, en nuestro modelo.

Una forma de caracterizar el problema con la regla de tasa de interés para previsión de la inflación como objetivo es que la regla no asigna ningún peso a la tasa natural de interés, ni a ninguna variable que se correlaciona bien con ella. Tradicionalmente, la ausencia de la tasa natural de interés de las reglas de tasas de interés está motivada por dos razones. En primer lugar, en la práctica, esta variable es difícil de medir porque depende de detalles sobre la estructura de la economía que son difíciles de determinar. En segundo lugar, en gran parte del análisis del modelo que aparece en la literatura existente, la tasa natural de interés fluctúa relativamente poco, por lo que la aproximación por una constante no representa un error muy grave. En cuanto a la primera consideración, se sostiene que el crecimiento del crédito puede ser un buen indicador de la tasa natural.

Tome en cuenta la segunda motivación para hacer caso omiso de la tasa natural de interés en una regla de tasa de interés. Hasta hace poco, los constructores de modelos han supuesto que los choques a los factores demográficos que influyen en el suministro de mano de obra, al gasto público y a la tecnología para la producción de bienes y servicios se producen sin previo aviso. Confirmamos que la tasa natural de interés fluctúa relativamente poco en respuesta a las perturbaciones que ocurren sin previo aviso. Sin embargo,

recientemente ha habido una mayor atención a la posibilidad de que las personas reciben las señales de alerta sobre las crisis.⁷ Consideremos el caso de los choques al gasto público y a la tecnología. Los mayores choques del gasto gubernamental están asociados con las guerras. Cuando ese tipo de gasto aumenta –las tropas están en movimiento y las balas vuelan– lo hace después de un largo periodo de aumento de las tensiones y las maniobras políticas. Estos acontecimientos anteriores a los aumentos reales en los gastos de guerra representan las señales tempranas sobre el gasto público.⁸ Las alteraciones en la tecnología trabajan de la misma manera. Las señales de que la revolución de la tecnología de la información transformaría prácticamente toda la forma de hacer negocios existían desde hace décadas.⁹ Más adelante se muestra que la tasa natural de interés fluctúa mucho más en respuesta a una señal de un choque a futuro de lo que hace a un choque que se produce sin previo aviso.¹⁰ Es decir, cuando nos tomamos en serio que muchas alteraciones se producen con previo aviso, la hipótesis de una tasa de interés natural constante en una regla de tasa de interés deja de ser sostenible.

Entonces, el problema con la regla de tasa de interés para

⁷ El trabajo reciente ha sido estimulado por los artículos de Beaudry y Portier (2004,2006).

⁸ Valerie Ramey (2009, de próxima publicación) recientemente ha realizado una importante labor al dar contenido a la idea de que los choques al gasto público son anunciados por alertas tempranas.

⁹ Ver Michelle Alexopoulos (2007) para una discusión de cómo la industria editorial emite señales acerca de los cambios tecnológicos futuros.

¹⁰ La intuición de este hallazgo es simple. La tasa natural de interés corresponde aproximadamente a la tasa esperada de crecimiento del consumo desde el presente hasta el futuro. En los modelos neokeynesianos se ajustan a los datos, se estima que los choques son altamente persistentes. Por ejemplo, un salto inesperado en la tecnología hoy crea la expectativa de un aumento más o menos igual en la tecnología en el futuro. La falta de persistencia interna sustancial en los modelos entonces implica un patrón similar para el consumo. Esto significa que la tasa esperada de crecimiento del consumo –y, por tanto, la tasa natural– es relativamente insensible a los choques incorporados en los análisis econométricos estándar. Pero hay que tener en cuenta lo diferente que es un choque a las expectativas sobre el futuro. Nada sucede en el presente. Algo sucede sólo en el futuro. Este choque tiene el potencial de tener un gran impacto en la pendiente intertemporal del consumo.

el objetivo de previsión de la inflación es que reduce la tasa de interés en un auge desencadenado por expectativas optimistas, mientras que la política monetaria eficiente aumentaría la tasa de interés.¹¹ Paradójicamente, primero desarrollamos este hallazgo más adelante en un modelo con fricciones de precio únicamente, en el que la política monetaria óptima (es decir, la política que establece el tipo de interés igual a la tasa natural) estabiliza completamente la inflación. Es decir, nuestro análisis no necesariamente cuestiona la sabiduría acerca de la inflación *per se*, sólo la efectividad de hacerlo con una regla de tasa de interés para el objetivo de previsión de la inflación que es principalmente impulsada por el pronóstico de inflación.¹²

5. ¿Por qué podría ayudar el agregar el crecimiento del crédito a la regla de la tasa de interés?

Hasta este punto, el análisis se ha centrado en modelos que son suficientemente simples para ser analizados con lápiz y papel. A continuación, comprobamos la robustez del análisis al hacerlo de nuevo en un modelo mediano neokeyniano de equilibrio general dinámico estocástico (MEDGE) que incorpora capital y varias fricciones necesarias para que los datos del ciclo económico ajusten bien. En este modelo, el optimismo sobre el futuro provoca una caída de la inflación y un aumento de la producción, el mercado de valores, el consumo, la inversión y el empleo. El auge es sobre todo un artefacto de la regla de política de tasas de interés estimada empíricamente, en la que se asigna un papel importante al pronóstico de la inflación. Bajo una política monetaria óptima, el auge implicaría sólo un modesto aumento de la

¹¹ Aquí, estamos asumiendo implícitamente que las fricciones de precios desempeñan un papel más importante que las fricciones de salarios. Si solo hubiera fricciones salariales, entonces la política monetaria óptima simplemente no reduciría la tasa de interés. Tenemos más detalles sobre estas observaciones en el siguiente apartado.

¹² Una vez más, nosotros implícitamente suponemos que las fricciones clave son las fricciones de los precios. El caso de la estabilización de los precios se debilita si hay fricciones salariales significativas. Con fricciones de salarios solamente, es deseable estabilizar los salarios, no los precios (Erceg, Henderson y Levin, 2000).

producción, y esto se lograría por un fuerte aumento en la tasa de interés.

Utilizamos el modelo mediano para investigar la posibilidad, sugerida por el registro de datos históricos, de que la asignación de un papel –más allá de su papel en el pronóstico de la inflación– al crecimiento del crédito puede ayudar a estabilizar los auges. En primer lugar, sin embargo, tenemos que modificar el modelo para incorporar un papel económicamente interesante al crédito. Lo hacemos al introducir fricciones financieras a lo largo de las líneas propuestas en la célebre contribución de Bernanke, Gertler y Gilchrist (1999) (BGG). Los resultados que se obtienen en este modelo son los mismos que hemos encontrado en nuestro modelo simple y en el modelo con capital. La regla de tasa de interés para el objetivo de previsión de la inflación causa que la economía sobrereacte ante el optimismo sobre el futuro, a pesar de que la inflación durante el auge es baja. La tasa natural de interés se eleva considerablemente en el modelo. Cuando se le asigna un papel independiente para el crecimiento del crédito en la regla de tasa de interés, entonces la respuesta de la economía es casi óptima. Esto lo interpretamos como que el crecimiento del crédito es una variable sustituta razonable de la tasa natural de interés.

6. Organización del artículo

Este artículo se organiza de la siguiente manera. La primera sección describe los datos. La siguiente sección describe el análisis de nuestro modelo simple. Nuestro análisis presenta una parametrización de línea base, pero también examina la solidez del argumento de las perturbaciones. Consideramos, por ejemplo, las reglas de tasas de interés que consideran tanto los pronósticos de inflación como la inflación actual. También consideramos el caso en que se presenta rigidez de los precios a causa de fricciones en la fijación de salarios en lugar de fricciones a causa de la fijación de precios *per se*. El tener en cuenta esta perturbación es importante debido a que los análisis empíricos suelen encontrar que es crucial incluir la rigidez de salarios para el buen ajuste de los datos. La siguiente sección considera el análisis del modelo ampliado con los

mercados de crédito y de activos. Ofrecemos conclusiones al final. Los detalles técnicos se incluyen en el Anexo.

II. INFLACIÓN Y CRECIMIENTO DEL CRÉDITO EN LOS AUGES DEL MERCADO DE VALORES: LA EVIDENCIA

Esta sección muestra los datos sobre episodios de auge y caída del mercado de valores. Encontramos que, en todos los casos, la inflación es relativamente baja durante la fase de auge de estos episodios. El crecimiento del crédito real fue relativamente alto, salvo en dos episodios. También examinamos los datos sobre el auge del mercado de valores de Japón de los años ochenta. Al igual que en todos los auges del mercado de valores de los Estados Unidos, este auge japonés se asocia con una caída de la inflación. Presumiblemente, el auge fue impulsado en parte por la política monetaria relajada japonesa del momento, que redujo las tasas de interés de corto plazo sustancialmente. Se demuestra que si el Banco de Japón hubiera seguido una regla de tipo de interés estándar que asigna el peso a la inflación y a la brecha del producto, entonces su tasa de interés se hubiera recortado aún más. La experiencia japonesa de los ochenta presenta quizá el caso empírico más convincente para la proposición de que una regla de tasa de interés que se centra en la previsión de la inflación exacerba la volatilidad del mercado de valores.¹³

Dividimos nuestra base de datos de los Estados Unidos en dos partes. La primera parte comprende doce episodios durante los siglos XIX y XX y la segunda considera cuatro episodios que empiezan con la Gran Depresión. Realizamos la división del conjunto de datos de esta manera porque tenemos observaciones anuales para la primera parte y observaciones trimestrales para la segunda parte. Además, las consideraciones de la disponibilidad de datos requieren que nuestros conceptos de crédito difieran ligeramente entre los dos períodos.

Considere la primera parte de nuestros datos, que se muestran en la gráfica I. El índice del mercado de valores es el

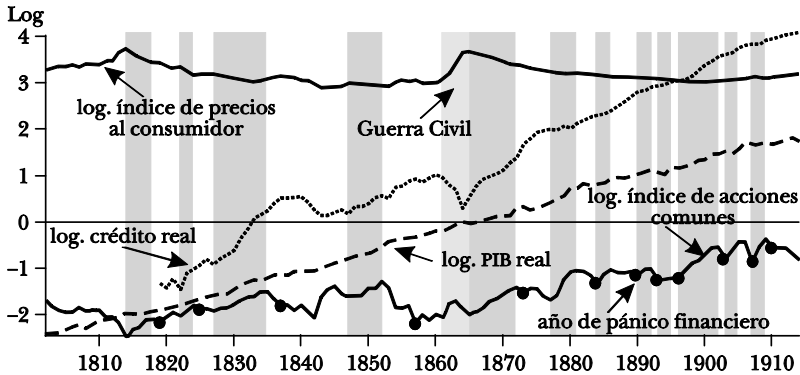
¹³ Este es un tema que también fue desarrollado por Shirakawa (2010), gobernador del Banco de Japón.

logaritmo del índice de acciones comunes de Schwert (1990), después de haber sido deflactado usando el índice de precios al consumidor.¹⁴ La medida de la producción real es el logaritmo del producto nacional bruto real.¹⁵ La medida del crédito real es la cantidad de préstamos bancarios, escalada por el índice de precios al consumidor.¹⁶ Definimos un episodio de

¹⁴ El índice anual de precios de acciones comunes de Schwert (1990) está disponible para el periodo 1802-1999 como la serie Cj797 en las Historical Statistics de los Estados Unidos, edición en línea Millennial. El índice de precios al consumidor es la serie Cc1 en la misma fuente.

¹⁵ Estas son las series Ca9 de las Historical Statistics de los Estados Unidos, edición en línea Millennial. También se consideró el índice anual de producción industrial construido en Davis (2004), que abarca el periodo 1790 a 1915. El usar esta variable en lugar del PIB tiene muy poco impacto en los resultados. La tasa promedio de crecimiento logarítmico de producción industrial en la parte no de auge ni de guerra civil del periodo 1802-1914 es de 4%. La tasa promedio de crecimiento correspondiente en cada uno de nuestros nueve periodos de auge del mercado bursátil es de 1.2, 7.2, 6.8, 5.3, 11.8, 4.3, 8.5, 4.9 y -0.2 por ciento respectivamente. Estos resultados son muy similares a los que se reportan para el PIB en el cuadro 2.

¹⁶ Nuestra medida del crédito empalma juntas tres series de tiempo. Para los años 1819-1834 añadimos la serie Cj148 (préstamos y descuentos, bancos estatales) y Cj 189 (préstamos y descuentos, Second Bank of the United States), de las Historical Statistics de los Estados Unidos, edición en línea Millennial. Para el periodo 1834 a 1896 usamos los préstamos totales de todos los bancos en la serie X582, en el capítulo X (Banking), página 1019 de la Bicentennial Edition: Historical Statistics of the United States, de la época colonial hasta 1970, parte 2 (HSUS). Para el periodo 1896 a 1914, usamos la serie X582 del cuadro en la página 1020 de HSUS. Aunque las dos últimas series tienen el mismo nombre, la cobertura de la primera serie está incompleta, en comparación con la de la segunda serie (ver la página 1011 de HSUS para más detalles). Para explicar la forma en que se empalmaron los datos, sea que x_t representa la primera serie de datos, y_t la segunda y z_t la tercera. Sea que $t = t_1$ y $t = t_2$ representan la fecha (única) cuando las primeras dos y las segundas dos series se superponen, respectivamente. Definimos que $a = y_{t_1} / x_{t_1}$ y fije $\hat{x}_t = ax_t$. Definimos que $b = z_{t_2} / y_{t_2}$ y establecemos $\hat{x}_t = b\hat{x}_t$, $\hat{y}_t = by_t$. Nuestra serie de datos es entonces $(\hat{x}_t, \hat{y}_t, z_t)$. Nuestra medida del crédito difiere de la utilizada por Bordo y Wheelock (2004) (ver <http://research.stlouisfed.org/publications/review/04/11/0411dwd.xls>). En primer lugar, en la construcción de y_t , ellos calculan la suma de la serie X582 (es decir, la única serie que utilizamos), más la serie X583 (inversiones totales de todos los bancos). No incluimos la serie X583, ya que, de acuerdo con la página 1011 de HSUS, X583 se compone principalmente de la deuda pública, mientras lo que buscamos es una medida de endeudamiento de empresas no financieras. En cualquier caso, nuestros resultados no son sensibles a la inclusión del

GRÁFICA I. DATOS DEL SIGLO XIX Y LOS PRIMEROS AÑOS DEL XX

NOTAS: Las áreas en gris corresponden a auges del mercado de valores. Se añadió una constante a cada variable (después de aplicar logaritmos), para dispersar las series de tiempo en la gráfica y mejorar su visibilidad. La Guerra Civil se indica en la gráfica pero se excluye de los cálculos.

auge y caída del mercado de valores de la siguiente manera. Empezamos con doce pánicos financieros en el siglo XIX y la porción del siglo XX previa a la Primera Guerra Mundial.¹⁷ Estos se indican con un círculo sólido en la gráfica I y se listan en el cuadro 2. Aunque cada pánico se asocia con una caída en el mercado de valores, la gráfica I indica que en todos los casos, con excepción de tres, el mercado de valores ya había comenzado a caer desde antes. Se define el pico asociado a un pánico financiero en particular como el año anterior al pánico cuando el mercado de valores alcanzó un máximo local. Se define el punto más bajo antes del pico como el año en que el mercado de valores alcanzó un mínimo local. El periodo que engloba el punto más bajo y el pico asociado a un pánico financiero se indican por un área sombreada en la gráfica I. Además, bloqueamos de nuestro análisis el periodo

X583. También diferimos de Bordo y Wheelock en que utilizamos datos de antes de 1834.

¹⁷ Nosotros identificamos estos de la siguiente manera: usando Google en Windows Internet Explorer (versiones de 32 bits o 64 bits), digitamos “panic of 18” y Google completó la frase con 10 pánicos. Para seleccionar los episodios antes de la porción de la Primera Guerra Mundial del siglo XX, se realizó el mismo ejercicio con Windows Explorer. Utilizamos todos los pánicos identificados de esta manera, excepto el pánico de 1901, el cual era demasiado pequeño como para distinguirse como una caída en el mercado bursátil en nuestro conjunto de datos anuales.

de la Guerra Civil estadounidense, que se indica por su propia área sombreada.

Podemos ver en la gráfica I que en casi todos los auges del mercado de valores el nivel de precios en realidad disminuyó. Aún más, en ningún caso el nivel de precios aumentó más que su promedio en periodos diferentes de la Guerra Civil o que no hubo auge. Además, vemos que los auges del mercado de valores son períodos típicos de crecimiento acelerado del crédito. El cuadro 1 cuantifica los resultados de la gráfica I. De acuerdo con este cuadro, la inflación de precios al consumidor (IPC) promedió -2.5% durante los auges del mercado de valores, sustancialmente inferior que la inflación de 0.7% que se produjo en promedio durante los períodos en que no hubo auge. Además, el crédito creció dos veces más rápido, en promedio, durante el auge del mercado de valores que en otros períodos. El cuadro 1 muestra cuán volátil estuvo el mercado de valores en este periodo. Creció a un ritmo del 10% durante los períodos de auge y se contrajo a una tasa de 6.3% cuando no hubo auges. El cuadro 2 proporciona un desglose de los datos a través de los períodos de auge individuales. El cuadro documenta el hecho, evidente en la gráfica I, de que hay poca variación en el patrón general. La inflación es más baja en cada auge del mercado de valores que su valor promedio fuera de los auges. En el caso del crédito, sólo hay un episodio en el que el crecimiento del crédito fue más lento en un auge del mercado de valores que su promedio fuera de los auges. Ese es el auge asociado con el pánico de 1884.

CUADRO 1. VARIABLES EN VARIOS SUBPERIODOS, 1803-1914

<i>Periodos</i>	<i>IPC</i>	<i>Crédito</i>	<i>PIB</i>	<i>Precio de acciones</i>
Auge	-2.5	9.5	4.6	10.2
Otro	0.7	4.0	3.1	-6.3
Diferente de Guerra Civil	-0.7	6.5	3.7	0.8

NOTAS: Los números representan cien veces el promedio del logaritmo de la primera diferencia de la variable indicada sobre el periodo indicado. Los períodos de auge son la unión desde el punto más bajo hasta el pico que se listan en el cuadro 2. Los periodos identificados como *Otro* son periodos diferentes de auges y que caen fuera del periodo 1861-1865. Los resultados para los datos de crédito con base en el periodo 1819-1914 debido a disponibilidad de datos.

CUADRO 2. VARIABLES IN EPISODIOS DE AUGE DEL MERCADO DE VALORES

A. Sin auge, sin Guerra Civil, 1803-1914					
		<i>IPC</i>	<i>Crédito</i>	<i>PIB</i>	<i>Precio de acciones</i>
		0.7	4.0	3.1	-6.3
B. Episodios de auge					
<i>Pánico</i>	<i>Punto más bajo al pico</i>	<i>IPC</i>	<i>Crédito</i>	<i>PIB</i>	<i>Precio de acciones</i>
1819	1814-1818	-8.0	nd	1.8	9.8
1825	1822-1824	-9.8	21.9	3.7	12.1
1837	1827-1835	-1.5	14.6	4.9	5.2
1857	1847-1852	-1.3	7.6	5.4	6.9
1873	1865-1872	-4.1	11.9	4.8	8.5
1884	1877-1881	-0.6	3.5	7.5	16.0
1890	1884-1886	-2.2	4.9	5.9	15.2
1893	1890-1892	0.0	5.6	4.5	7.9
1896	1893-1895	-3.3	4.2	4.4	3.9
1903	1896-1902	0.3	8.6	5.3	11.1
1907	1903-1905	0.0	7.6	2.3	18.3
1910	1907-1909	-1.8	4.0	0.6	25.1

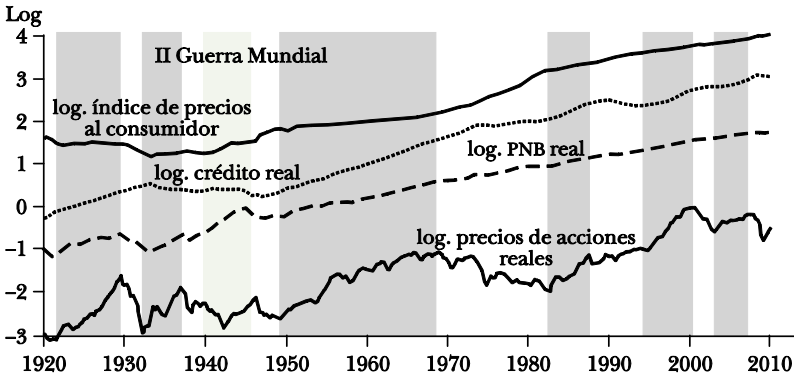
NOTAS: Los números representan cien veces el promedio del logaritmo de la primera diferencia de la variable indicada sobre el periodo indicado. Panel A: datos promedio del periodo 1802-1914, con excepción de los años 1861-1865 y de los años del punto más bajo al pico. Panel B: datos promedio para el periodo del punto más bajo al pico que se indica. Los pánicos ocurren después del pico del mercado de valores. *nd* significa *no disponible*, las observaciones de crédito inician en 1819.

Pasamos ahora a los datos para el periodo posterior a la Primera Guerra Mundial.¹⁸ Los datos se muestran en la gráfica

¹⁸ Nuestros datos sobre el IPC y el valor real del índice compuesto de precios S&P se tomaron de la página web de Robert Shiller. Los datos del PNB trimestral real desestacionalizado previos a la II Guerra Mundial, fueron tomados del apéndice de datos en línea de Bordo y Wheelock (2004). Los últimos datos fueron empalmados con datos análogos del PNB posteriores a la II Guerra Mundial tomados de la base en línea del Banco de la Reserva Federal de St. Louis. Para el periodo posterior a 1946, se midió el crédito con los datos de flujo de fondos, instrumentos del mercado de crédito, tomado de Haver Analytics (mnemotécnico AL14TCR5). Para el periodo 1946-1951, estos datos son las acciones correspondientes al cuarto trimestre de cada año. Se utilizó una interpolación log-lineal para estimar las observaciones para los primero, segundo y tercer trimestres del periodo, 1946-1951. Para el periodo anterior a 1945 los datos del mercado de crédito son observaciones sobre la deuda corporativa, que corresponde a la variable *cj876*, tomados de Historical Statistics of United States, edición en

II. Se excluye el periodo de la Segunda Guerra Mundial de nuestro análisis y se indica por el área sombreada. Las otras áreas sombreadas indican seis auges del mercado de valores en el siglo XX y principios del XXI. Al igual que en el conjunto de datos anteriores, cada episodio de auge es una época de inflación no acelerada. En varios casos, la inflación en realidad se desaceleró notablemente con respecto al periodo anterior. Tenga en cuenta también, que los auges del mercado de valores son un tiempo de un notable incremento en la tasa de crecimiento del crédito. Estos resultados en la gráfica II se cuantifican en los cuadros 3 y 4. De acuerdo con el cuadro 3, la inflación del IPC en los auges del mercado de valores es la mitad de su valor en otros tiempos (diferentes de la II Guerra Mundial). El crecimiento del crédito, como en el siglo XIX, es dos veces más rápido en los tiempos de auge que en otros tiempos. De acuerdo con los resultados en el cuadro 4, la inflación en cada uno de los seis episodios de auge considerados está por debajo de su promedio en épocas en que no hubo auge. Con una excepción, el crecimiento del crédito es al menos dos veces más rápido en los auges que en otros periodos. La excepción fue el auge que alcanzó su punto máximo

GRÁFICA II. DATOS DEL SIGLO XX Y LOS PRIMEROS AÑOS DEL XXI



NOTAS: Las áreas en gris corresponden a auges del mercado de valores. Se añadió una constante a cada variable (después de aplicar logaritmos), para dispersar la serie de tiempo en la gráfica y mejorar su visibilidad. La II Guerra Mundial se indica en la gráfica pero se excluye de los cálculos.

línea Millennial. Los datos de antes de 1945 fueron interpolado log-linealmente y unidos a los datos posteriores a 1945. Los datos de crédito se deflactaron por el IPC.

en 1937. Esto comenzó en el punto más bajo de la Gran Depresión.

CUADRO 3. VARIABLES EN VARIOS SUBPERIODOS, 1919T1-2010T1

<i>Periodos</i>	<i>IPC</i>	<i>Crédito</i>	<i>PNB</i>	<i>Precio de acciones</i>
Auge	1.8	5.3	4.6	13.8
Otro	4.0	2.3	0.2	-11.7
Periodo completo	2.7	4.0	2.7	2.7

NOTAS: Los números representan cien veces el promedio del logaritmo de la primera diferencia de la variable indicada sobre el periodo indicado. Los periodos de auge corresponden al periodo desde el punto más bajo hasta el pico listado en el cuadro 4. Los periodos identificados como *Otro* son periodos diferentes de auges y excluyen el periodo de la Segunda Guerra Mundial (1939T4-1945T4). El *Periodo completo* corresponde a la muestra total, excluyendo la Segunda Guerra Mundial.

CUADRO 4. VARIABLES EN EPISODIOS DE AUJE DEL MERCADO DE VALORES

A. Sin auge, sin Segunda Guerra Mundial, 1919T1-2010T1				
	<i>IPC</i>	<i>Crédito</i>	<i>PIB</i>	<i>Precio de acciones</i>
	4.0	2.3	0.2	-11.7
B. Episodios de auge				
<i>Punto más bajo-pico</i>	<i>IPC</i>	<i>Crédito</i>	<i>PIB</i>	<i>Precio de acciones</i>
1921T3-1929T3	-0.2	5.7	5.9	19.3
1932T2-1937T2	0.6	-2.1	6.5	24.2
1949T2-1968T2	2.0	6.3	4.2	8.1
1982T3-1987T3	3.2	7.5	4.3	17.5
1994T2-2000T2	2.5	6.1	3.9	16.4
2003T1-2007T1	3.0	4.6	3.0	10.1

NOTAS: Los números representan cien veces el promedio del logaritmo de la primera diferencia de la variable indicada sobre el periodo indicado. Panel A: datos promedio del periodo 1919T1-2010T1, con excepción de los años 1939T4-1956T4 y de los años del punto más bajo al pico. Panel B: datos promedio para el periodo del punto más bajo al pico que se indica. Los pánicos ocurren después del pico del mercado de valores.

La gráfica III muestra un índice real de los precios de acciones japonesas, así como el IPC japonés.¹⁹ El punto más bajo

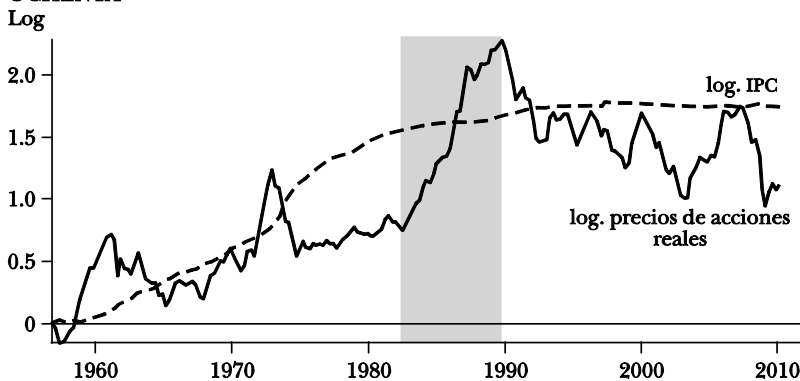
¹⁹ Ambas series se obtuvieron del conjunto de datos de las Estadísticas Financieras Internacionales del FMI. Los precios de las acciones corresponden a la serie código I5862...ZF... y el IPC corresponde a la serie código I5864...ZF... Los precios reales de las acciones que se muestran en la gráfica III se deflactaron por el IPC.

y el pico del auge de los ochenta corresponden al tercer trimestre de 1982 y el cuarto trimestre de 1989, respectivamente. El momento del auge se resalta en ambas gráficas III y IV. Lo que es notable en la gráfica III es que la inflación del IPC es significativamente positiva antes del inicio del auge del mercado de valores de los ochenta y luego reduce su velocidad significativamente cuando comienza el auge. La inflación incluso cae por debajo de cero algunas veces en la segunda mitad de la década. Preguntamos qué autoridad monetaria que sigue la regla estándar de tasas de interés para metas de inflación lo hubiera hecho en los ochenta. En especial, proponemos la siguiente regla de política para fijar la tasa de dinero a la vista japonesa, R_t :

$$(1) \quad R_t = 0.7R_{t-1} + (1-0.7)[R + 1.5(\pi_t - \pi) + 0.5gap_t],$$

en donde t representa trimestres; gap_t representa la brecha del producto; y π_t representa la tasa real de inflación interanual. Para R y π , usamos el promedio de la muestra de la tasa de dinero a la vista y la tasa de inflación en el periodo anterior inmediato al auge: 1979T1-1982T3. También, usamos las estimaciones de la brecha producida por el Fondo Monetario Internacional en el proceso de preparación del *Panorama Económico Mundial*.²⁰ Los resultados se muestran en la gráfica

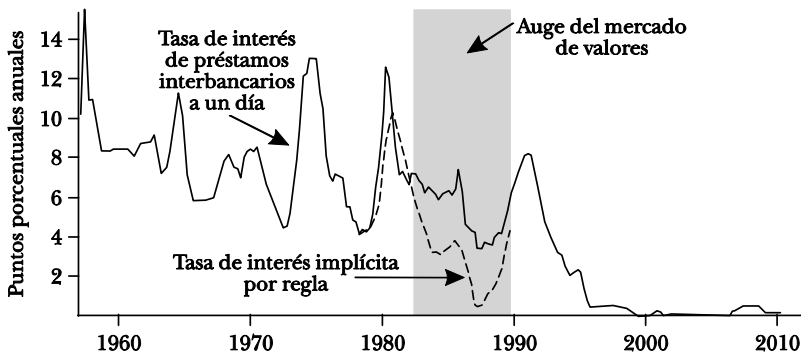
GRÁFICA III. AUJE DEL MERCADO DE VALORES JAPONÉS, EN LOS AÑOS OCHENTA



²⁰ La tasa de interés de dinero a la vista se obtuvo de Estadísticas Financieras Internacionales. Los datos de la brecha del FMI se encontraron en <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2010/01/weodata/weoselsr.aspx?c=158&t=1>.

IV.²¹ La línea discontinua muestra la tasa de dinero a la vista real, mientras que la línea sólida muestra los valores de R_t que resuelven (1) durante el periodo 1979T1-1989T4. Tome en cuenta que el Banco de Japón aflojó la política de manera muy significativa durante el auge, con lo cual la tasa de interés se redujo en el orden de los 300 puntos básicos. Muchos creen que esa acción del Banco de Japón fue un error y que contribuyó a un auge del mercado de valores que en retrospectiva parece haber sido definitivamente *excesivo* (ver, por ejemplo, Shirakawa 2010). Sin embargo, tenga en cuenta que si el Banco de Japón hubiera puesto en práctica la regla de política, (1), hubiera reducido la tasa de interés 200 puntos básicos adicionales de lo que realmente hizo. Se tiene que suponer que esto sólo habría desestabilizado aún más un mercado ya volátil. Nos apresuramos a añadir una advertencia, porque estamos conjeturando lo que habría sucedido bajo la regla de política monetaria contrafáctica, (1). Tal experimento contrafáctico hubiera tenido una serie de consecuencias de equilibrio general que podrían haber cambiado los datos reales de manera profunda. Es por eso que ahora dejamos el análisis informal de los datos y pasamos al análisis de los siguientes modelos.

GRÁFICA IV. JAPÓN: TASA REAL Y TASA IMPLÍCITA POR LA REGLA SIMPLE DE TASA DE INTERÉS



²¹ Los resultados son cuantitativamente similares para un rango de valores de los coeficientes de la inflación y la brecha, y el parámetro de suavizamiento.

III. UN MODELO SIMPLE PARA INTERPRETAR LA EVIDENCIA

Comenzamos nuestro análisis en un modelo que es bastante simple para que los resultados principales se puedan obtener analíticamente, sin la distracción de todas las fricciones necesarias para un buen ajuste de los datos agregados. El modelo es una versión del modelo de gran capacidad utilizado por Clarida, Gali y Gertler (1999) (CGG) y Woodford (2003).

Proponemos que la alteración que se produce es un *choque noticioso*, una alteración a la información sobre la innovación tecnológica del próximo periodo.²² La noticia de que la tecnología mejorará en el futuro crea la expectativa de que la inflación futura será baja, y esto lleva a la autoridad monetaria encargada de las metas de inflación a reducir la tasa nominal de interés. Esta política crea una expansión inmediata de la economía. A pesar de la que la expansión se asocia con un mayor costo marginal actual, la inflación de cualquier manera cae en respuesta a los menores costos marginales esperados en el futuro.

Obtenemos nuestros resultados en esta sección conforme a dos especificaciones de por qué hay fricciones en los precios. En un escenario (*precios rígidos puro*), hay fricciones directamente en la fijación de precios. En este escenario, los salarios se fijan de manera flexible en un mercado laboral competitivo. En el segundo escenario (*salarios rígidos puros*), los precios se fijan de manera flexible, pero se ven influenciados por las fricciones en la fijación de los salarios. Nuestro modelo de fricciones salariales es el propuesto por Erceg, Henderson y Levin (2000) (EHL). El auge ineficiente con baja inflación se produce en ambos escenarios, aunque lo hace a través de una gama más amplia de valores de los parámetros en presencia de salarios rígidos.

La acción de la autoridad monetaria al reducir la tasa de interés nominal en respuesta a un choque noticioso es exactamente el mismo error en este modelo. Con la política

²² El modelo empírico de la siguiente sección incluye las noticias acerca de los periodos más hacia el futuro antes que solamente un periodo. Trabajamos con noticias de un periodo adelantado en esta sección ya que nuestro objetivo es mantener las cosas lo suficientemente simples para que las ideas básicas sean aparentes.

monetaria eficiente, la tasa de interés nominal no debería disminuir. De hecho, con los precios rígidos puros la tasa de interés nominal debe aumentar sustancialmente, en respuesta a un choque noticioso. En el modelo, es eficiente para el empleo ser constante en cada periodo, y para que el consumo que pueda seguir la ejecución actual de la tecnología. El choque noticioso provoca una expectativa de un mayor consumo futuro, y la tasa de interés eficiente se eleva a fin de compensar los efectos de sustitución intertemporal asociados con una expectativa de un mayor consumo futuro.

Las preferencias de las familias en el modelo son:

$$E_t \sum_{l=0}^{\infty} \beta^l \left[\log(C_{t+l}) - \frac{L_{t+l}^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L} \right],$$

donde C_t representa el consumo y L_t representa el empleo. La restricción presupuestaria familiar es:

$$P_t C_t + B_{t+1} \leq W_t L_t + R_{t-1} B_t + T_t,$$

donde T_t representa una suma global del ingreso por ganancias y transferencias gubernamentales, R_t representa la tasa nominal de interés y P_t , W_t representan el nivel de precios y la tasa salarial, respectivamente.

Los bienes finales, Y_t , se producen de acuerdo con una función lineal homogénea de Y_{it} , $i \in (0, 1)$ usando el siguiente agregador Dixit-Stiglitz:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{it}^{\frac{1}{\lambda_j}} dl \right]^{\lambda_j}.$$

Un productor de bienes finales representativo y competitivo compra los *i-ésimos* insumos intermedios a un precio, P_{it} . El insumo *i-ésimo* lo produce un monopolista, con función la de producción:

$$Y_{it} = \exp(a_t) L_{it}.$$

Aquí, L_{it} representa el trabajo empleado por el *i-ésimo* productor de bienes intermedios. El *i-ésimo* productor está comprometido a vender cualquiera que sea la demanda de los productores de bienes finales al precio del productor, P_{it} . El productor recibe un subsidio fiscal sobre salarios en la

cantidad, $(1-v)W_t$, donde v se fija para extinguir la distorsión del monopolio en el estado estacionario. El subsidio se financia con impuestos de suma fija sobre las familias.

En la versión del modelo de precios rígidos puros, los salarios se fijan en forma flexible en mercados competitivos, y los precios los fijan los monopolistas de bienes intermedios, sujetos a fricciones al estilo de Calvo. En particular, con probabilidad ξ_p el productor i -ésimo, $i \in (0, 1)$, debe mantener su precio sin cambio en su valor del periodo anterior, y con la probabilidad complementaria, el productor pueda fijar su precio en forma óptima. En la versión del modelo de salarios rígidos puros, los productores de bienes intermedios fijan los precios en forma flexible, como un margen fijo sobre el costo marginal. De acuerdo con EHL, adoptamos un pequeño cambio en la especificación de la utilidad de las familias en el que las familias son monopolistas en la oferta de servicios de trabajo diferenciados indexados por j , $j \in (0, 1)$, y ellos fijan los salarios sujetos a fricciones al estilo de Calvo. Con probabilidad ξ_w , el salario del j -ésimo tipo de servicio de trabajo especializado no se puede cambiar el valor del periodo anterior. Con la probabilidad complementaria, la tasa salarial del j -ésimo servicio de trabajo especializado se fija de forma óptima.

Consideramos estas dos especificaciones extremas de las fricciones en la fijación de precios/salarios, ya que su simplicidad nos permite obtener resultados analíticos. Consideramos el caso con ambos los salarios y los precios rígidos, así como otras características útiles para el buen ajuste de datos agregados en la siguiente sección.

En nuestro análisis de línea base, adoptamos la siguiente ley de movimiento para a_t :

$$(2) \quad a_t = \rho a_{t-1} + u_t, \quad u_t \equiv \xi_t^0 + \xi_{t-1}^1.$$

Aquí, u_t representa el error de ruido blanco con un adelanto al proyectar a_t con base en su propio pasado. Suponemos que este error es la suma de dos promedios-cero, términos de ruido blanco, ξ_t^0 y ξ_{t-1}^1 , donde

$$E \xi_t^0 a_{t-s} = E \xi_{t-1}^1 a_{t-s} = 0, \quad s > 0.$$

El subíndice en ξ_t^j indica la fecha en la que esta variable se revela a los agentes en el modelo, $j = 0, 1$. Es decir, el momento

t en que los agentes se dan cuenta de ξ_t^0 y ξ_t^1 . Aquí, ξ_t^0 representa la última información recibida por los agentes sobre u_t y ξ_t^1 representa la primera información sobre u_{t+1} . Nos referimos a ξ_t^1 como *noticias*.

Como ya es norma, expresamos la ecuación intertemporal de Euler log-linealizada de las familias como la desviación de lo que es el primer mejor equilibrio –en el que la tasa de inflación es siempre cero y la tasa de interés es R_t^* –, como sigue:

$$(3) \quad \hat{x}_t = -E_t \left[\hat{R}_t - \hat{\pi}_{t+1} - R_t^* \right] + E_t \hat{x}_{t+1}.$$

Aquí, \hat{x}_t representa la brecha del producto, el porcentaje de desviación entre los niveles real y eficiente del producto. Aquí, \hat{R}_t y $\hat{\pi}_t$ representan el porcentaje de desviación de la tasa de interés nominal bruta y de la tasa de inflación bruta, respectivamente, de sus valores en estado estacionario. Del mismo modo, R_t^* representa el porcentaje de desviación de la tasa de interés nominal bruta en el equilibrio eficiente de su estado estacionario

Como se señaló anteriormente, el empleo es constante en el equilibrio eficiente y el consumo es proporcional a $\exp(a_t)$. Además, la inflación es cero. Estas propiedades, junto con el supuesto de elasticidad intertemporal de sustitución unitaria implican que, después de la linealización, R_t^* corresponde al cambio esperado en a_t :²³

$$(4) \quad R_t^* = E_t a_{t+1} - a_t = (\rho - 1)a_t + \xi_t^1.$$

El choque a la productividad actual, ξ_t^0 , entra a través de a_t con un coeficiente de $\rho - 1$. En las aplicaciones empíricas estándar que no incorporan los choques noticiosos, los valores de los coeficientes autorregresivos como ρ se estiman de

²³ Se puede demostrar que el equilibrio eficiente es el equilibrio óptimo de Ramsey, en caso de que no haya dispersión inicial de precios. El equilibrio de Ramsey considera solo la optimalidad del sector privado y las condiciones de compensación del mercado y deja una especificación de la regla de política monetaria. Adicionalmente, existe un subsidio sobre el empleo del trabajo para abordar las distorsiones asociadas con el poder monopolista. Las variables endógenas, incluyendo el subsidio fiscal, están ahora subdeterminadas, en el sentido de que tenemos dos variables más que ecuaciones. El equilibrio óptimo de Ramsey es la configuración de variables que satisface las condiciones de equilibrio del sector privado y maximiza el bienestar social.

gran tamaño (alrededor de 0.9), y como resultado, R_t^* no es muy volátil. Al mismo tiempo, observe cómo el choque de la señal ξ_t^1 , aparece con un coeficiente unitario en R_t^* . Evidentemente, la introducción de los choques noticiosos puede aumentar la volatilidad de R_t^* por un orden de magnitud. La intuición es simple. Un choque persistente, que llega sin previo aviso crea poco incentivo para la sustitución intertemporal. Tal choque crea sólo una pequeña necesidad de cambiar la tasa de interés. Por el contrario, una señal de que se producirá un choque persistente en el futuro crea un fuerte motivo de sustitución intertemporal, que requiere una respuesta de tasa de interés igualmente fuerte.

La representación más simple de una regla de tasa de interés que se concentra en la inflación es la siguiente:

$$(5) \quad \hat{R}_t = a_\pi E_t \hat{\pi}_{t+1}.$$

Esta especificación de la regla de política monetaria, junto a un subsidio particular del mercado laboral que se explica en el Anexo A, están estructurados para que el estado estacionario del equilibrio eficiente y real coincidan.

Para completar el modelo se requiere una ecuación adicional, una curva de Phillips. Se analiza la curva de Phillips que corresponde a rigidez pura de precios y salarios, respectivamente, en las dos secciones siguientes. La derivación de las condiciones de equilibrio es tediosa, pero bien conocida. Para que esté completo, las incluimos en el Anexo.

1. Precios rígidos puros

La condición de equilibrio asociada con la fijación de precios es, después de la linealización:

$$(6) \quad \hat{\pi}_t = \gamma \hat{x}_t + \beta E_t \hat{x}_{t+1}.$$

La pendiente de la curva de Phillips con respecto a la brecha del producto, γ , está relacionada con los parámetros estructurales de la siguiente manera:

$$(7) \quad \gamma = \frac{(1 - \xi_p)(1 - \beta \xi_p)}{\xi_p} (1 + \sigma_L),$$

donde ξ_p es la probabilidad de que una empresa no pueda cambiar su precio. Además, $1 + \sigma_L$ representa la elasticidad del costo marginal con respecto a la brecha del producto.

La curva de Phillips para el precio, (6), y la relación IS, (3), luego de sustituir por \hat{R}_t y R_t^* , representa dos ecuaciones en dos desconocidos, $\hat{\pi}_t$ y \hat{x}_t . Proponemos la siguiente solución,

$$(8) \quad \hat{\pi}_t = \eta_\pi a_t + \phi_\pi \xi_t^1$$

$$(9) \quad \hat{x}_t = \eta_x a_t + \phi_x \xi_t^1,$$

donde η_π , ϕ_π , η_x , ϕ_x son coeficientes indeterminados. En el Anexo se utiliza álgebra sencilla aunque tediosa, para resolver estos objetos. En el caso de la respuesta a a_t (por ende, ξ_t^o):

$$\eta_x = -\frac{\psi(1-\rho\beta)(1-\rho)}{\gamma}, \quad \eta_\pi = \frac{\gamma}{1-\rho\beta} \eta_x.$$

Aquí,

$$\psi = \frac{\gamma}{(1-\rho\beta)(1-\rho) + (a_\pi - 1)\gamma\rho} > 0.$$

Es evidente que:

Proposición 1. $\eta_\pi, \eta_x < 0$ para todos los valores de parámetros admisibles.

La sustitución simple implica la siguiente solución para la tasa de interés:

$$(10) \quad \hat{R}_t = a_\pi \psi (\rho - 1) \rho a_t + a_\pi \psi (\rho - 1) \xi_t^1.$$

Es interesante comparar la respuesta real de la tasa de interés, \hat{R}_t en (10), con la respuesta eficiente de tasas de interés, R_t^* en (4). Podemos ver que si a_π es suficientemente grande, entonces $a_\pi \psi (\rho - 1) \rho \rightarrow \rho - 1$ y la respuesta a la tasa de interés a a_t (y por ende a ξ_t^o) es eficiente. Para valores más moderados de a_π , la tasa de interés tiene al menos la respuesta de signo correcto para a_t , a pesar de que la magnitud de esta respuesta es ineficientemente débil. Por el contrario, la respuesta de R_t a ξ_t^1 es perversa. Como se señaló anteriormente, la tasa de interés eficiente muestra una respuesta fuerte y positiva a ξ_t^1 , mientras que R_t se mantiene sin cambios para $\rho = 1$ y de hecho disminuye para $\rho < 1$. Para entender la

respuesta perversa de la tasa de interés a un choque noticioso, hay que discutir primero los parámetros de forma reducida, η_x , η_π , ϕ_π , ϕ_x .

Considere η_x , η_π . La proposición 1 implica que ξ_t^0 conduce tanto la caída de la brecha del producto como de la inflación. La intuición para este resultado es sencilla. Dada la representación de la serie del tiempo supuesta para a_t , un choque positivo a ξ_t^0 incrementa a_t y crea la expectativa de que a_t será más pequeña en periodos posteriores. En relación con la trayectoria de consumo eficiente intertemporal en la que $c_t = a_t$, las familias desean reasignar el consumo en el futuro. La regla de política monetaria compensa la debilidad relativa en la demanda del periodo t al reducir la tasa de interés, R_t , pero la respuesta no es suficientemente fuerte. Como resultado, el gasto en el periodo t se expande menos que el aumento en a_t , explicando la caída en la brecha del producto en el periodo t . La caída en la brecha del producto supone una demanda laboral débil y, por ende, bajos costos laborales. La reducción en los costos explica la caída de la inflación.

El hecho, $\eta_\pi < 0$, explica por qué R_t baja en respuesta a ξ_t^1 . El choque noticioso crea la expectativa de que la tecnología se lanzará en un alza temporal en el próximo periodo, creando la expectativa de que la inflación será baja en el próximo periodo. Esto se hace evidente al evaluar (8) en $t + 1$ y tomar la expectativa condicional del periodo t :

$$E_t \hat{\pi}_{t+1} = \eta_\pi (\rho a_t + \xi_t^1).$$

Ya que una perturbación positiva a ξ_t^1 reduce la inflación anticipada y debido a que nuestra regla de política monetaria supuesta reacciona al pronóstico de la inflación, es de deducir que R_t cae en respuesta a una innovación positiva en ξ_t^1 .

Los restantes parámetros de forma reducida ϕ_π y ϕ_x , controlan la respuesta de la inflación y la brecha del producto a un choque noticioso, ξ_t^1 . El Anexo A establece que estos parámetros son dados por:

$$(11) \quad \phi_x = \psi (a_\pi - 1), \quad \phi_\pi = \psi [-\beta(1 - \rho) + (a_\pi - 1)\gamma].$$

De la primera expresión, vemos que $\phi_x > 0$, de manera que la brecha del producto siempre aumenta con una señal

positiva sobre la productividad futura, ξ_t^1 . El motivo que modera el consumo y el aumento en el consumo esperado a futuro crean un deseo de aumentar el gasto actual. En el equilibrio eficiente la tasa de interés, R_t^* , se incrementa considerablemente con el fin de mantener el gasto igual al valor corriente sin cambios de a_t . Pero, como se dijo antes, R_t o no responde en absoluto en el caso límite, $\rho = 1$; o realmente cae.

Con respecto a ϕ_π , el choque de ξ_t^1 en $\hat{\pi}_t$ opera por sus efectos en el costo marginal actual y futuro. Estos efectos pueden verse mejor al resolver la curva de Phillips y usar (9) y la ley de movimiento para a_t :²⁴

$$(12) \quad \begin{aligned} \hat{\pi}_t &= \gamma \left[\hat{x}_t + \beta E_t \hat{x}_{t+1} + \beta^2 E_t \hat{x}_{t+2} + \beta^3 E_t \hat{x}_{t+3} + \dots \right] \\ &= \gamma \eta_\pi \frac{1}{1 - \beta \rho} a_t + \gamma \phi_x \xi_t^1 + \gamma \frac{\beta \eta_\pi}{1 - \beta \rho} \xi_t^1 \end{aligned}$$

El primer término que involucra ξ_t^1 , $\gamma \phi_x$, pertenece al impacto de un choque noticioso en el costo marginal de la fecha t . Este término es definitivamente positivo porque un choque noticioso positivo en un periodo t aumenta la brecha del producto del periodo t (recordar, $\phi_x > 0$). Entonces, el impacto del choque noticioso sobre $\hat{\pi}_t$ es positivo si tomamos en cuenta solamente el costo marginal del periodo t (esto es, si $\beta = 0$). Tenga en cuenta que el segundo término que involucra ξ_t^1 es definitivamente negativo (recordar, $\eta_\pi < 0$). Este término refleja que una realización positiva de ξ_t^1 señala un descenso de los costos marginales futuros. Por lo tanto, el efecto neto sobre la inflación actual de ξ_t^1 es ambiguo, y por lo tanto hay que recurrir a un ejemplo numérico.

La intuición esbozada en esta sección sugiere que la señal de la inflación del periodo t y la respuesta del producto a ξ_t^1 es probable que sea sensible a los supuestos sobre la representación de series de tiempo de a_t . Supongamos, por ejemplo, que $a_{t+1} > a_t$ después de un choque positivo a ξ_t^0 . En este caso, el choque a ξ_t^0 probablemente provocará un aumento en la demanda de bienes, haciendo a η_x y η_π positivos.²⁵ Esto a su

²⁴ La ley de movimiento para a_t implica: $E_t a_{t+j} = \rho^j a_t + \rho^{j-1} \xi_t^1$.

²⁵ Para una discusión más extensa acerca de la relación entre la representación de las series de tiempo de a_t y la señal de inflación contemporánea y la respuesta de producción de ξ_t^0 , ver Christiano, Trabandt y Walentin (de próxima publicación).

vez sugiere que en el periodo de un salto en ξ_t^1 , las empresas anticiparían un aumento en el costo marginal no sólo en el periodo actual, sino también en periodos futuros, por lo que π_t aumentaría. Exploramos la robustez de nuestros resultados a los supuestos acerca de a_t en los experimentos numéricos incluidos a continuación.

2. Salarios rígidos puros

Ahora consideramos el caso en el que los precios son flexibles, pero hay fricciones al fijar los salarios, como se expone en EHL. Ellos derivan la siguiente condición de equilibrio:

$$(13) \quad \hat{\pi}_{w,t} = \frac{(1-\xi_w)(1-\beta\xi_w)}{\xi_w \left(1 + \sigma_L \frac{\lambda_w}{\lambda_w - 1}\right)} \left[(1 + \sigma_L) \hat{x}_t - \hat{w}_t \right] + \beta \hat{\pi}_{w,t+1},$$

donde $\pi_{w,t}$ representa la tasa de crecimiento bruta de la tasa nominal de salarios y \bar{w}_t representa el salario real, divididos por la tecnología, $\exp(a_t)$. Como antes, un sombrero sobre una variable indica desviación porcentual de su estado estacionario. Por completitud, (13) se deriva en el Anexo. La intuición de (13) es sencilla. El primer objeto entre corchetes es el costo marginal real de trabajo escalado por el choque tecnológico, expresado en porcentaje de desviación de estado estacionario.²⁶ Tal vez no sorprenda que cuando el objeto es mayor que el salario real escalado, el crecimiento del salario nominal es alto. La tasa de crecimiento del salario real escalado, \bar{w}_t , el nivel de precios, la tasa de salario nominal y el estado de la tecnología están relacionados por la siguiente identidad:

$$(14) \quad \hat{w}_t = \hat{w}_{t-1} + \hat{\pi}_{w,t} - \hat{\pi}_t - (a_t - a_{t-1}).$$

²⁶ Donde c_t representa el consumo, escalado $\exp(a_t)$ y H_t represente las horas trabajadas. El anexo muestra que $\hat{c}_t = \hat{H}_t = \hat{x}_t$. Entonces,

$$(1 + \sigma_L) \hat{x}_t = \hat{c}_t + \sigma_L \hat{H}_t,$$

que es la expansión log-lineal de la tasa marginal de sustitución (escalada) entre consumo y ocio cuando la utilidad es logarítmica en consumo y la elasticidad es constante en el trabajo.

Con precios flexibles, (6) sale del sistema. Además, el hecho de que los fijadores de precios lo hacen con un margen fijo sobre el costo marginal implica que $\hat{w}_t = 0$ para todo t . Imponiendo esta condición y reordenando, encontramos, al usar (4):

$$(15) \quad E_t \hat{\pi}_{w,t+1} = E_t \hat{\pi}_{t+1} + R_t^*.$$

Reescribiendo (13), tomando en cuenta que $\hat{w}_t = 0$, obtenemos:

$$(16) \quad \hat{\pi}_{w,t} = \gamma_w \hat{x}_t + \beta \hat{\pi}_{w,t+1},$$

en donde:

$$(17) \quad \gamma_w = \frac{(1 - \xi_w)(1 - \beta \xi_w)}{\xi_w \left(1 + \sigma_L \frac{\lambda_w}{\lambda_w - 1} \right)} (1 + \sigma_L).$$

Vemos una distinción importante entre salarios rígidos y precios rígidos. Para un grado determinado de rigidez en salarios y precios, es decir, $\xi_p = \xi_w$, la pendiente de la curva de salarios de Phillips, (16), es menor que la pendiente de la curva de precios de Phillips, (6). La intuición para esto es simple. Debido a los rendimientos constantes a la escala, las empresas en esta economía tienen costos marginales constantes. El costo marginal de suplir trabajo, por el contrario, es cada vez mayor en el trabajo y tiene más pendiente para σ_L más grandes. El precio fijado por un monopolista con una curva con pendiente de costo marginal reacciona menos a un choque de costos que al precio fijado por un monopolista con un costo marginal sin pendiente. Este efecto sobre la respuesta del precio del monopolista es mayor cuando la demanda es muy elástica y explica la presencia de la elasticidad de la demanda de trabajo en (17), $\lambda_w / (\lambda_w - 1)$.^{27 28}

²⁷ Estos resultados se pueden verificar al considerar el diagrama usual de monopolio estático con precio en el eje vertical y la cantidad en el horizontal, que representan la demanda, el ingreso marginal y el costo marginal. A continuación, se examinan los efectos de un cambio al alza en el costo marginal en dos escenarios: uno en el que la curva del costo marginal es plana y otro en el que la curva del costo marginal es empinada.

²⁸ El impacto del aumento en los costos marginales en la pendiente de la curva de precios Phillips ha recibido mucha atención en la literatura sobre

Usando (15) para reemplazar la inflación de precios con inflación de salarios en la regla de política y la ecuación IS [ver (5) y (3)],

$$(18) \quad \hat{R}_t = a_\pi E_t [\hat{\pi}_{w,t+1} - R_t^*]$$

$$(19) \quad \hat{x}_t = -E_t (\hat{R}_t - \hat{\pi}_{w,t+1}) + E_t \hat{x}_{t+1}.$$

Las tres condiciones de equilibrio asociadas con el modelo de salarios rígidos puros son la curva de salarios de Phillips, (16); la regla de política, (18); y la ecuación IS, (19). Este sistema se puede resolver para \hat{x}_t , $\hat{\pi}_{w,t}$ y \hat{R}_t . Las implicaciones para la inflación de precios se pueden deducir entonces usando (14) y $\hat{w}_t = 0$.

La solución del sistema puede representarse como sigue:

$$(20) \quad \hat{\pi}_{w,t} = \eta_\pi^w a_t + \phi_\pi^w \xi_t^1, \quad \hat{x}_t = \eta_x^w a_t + \phi_x^w \xi_t^1,$$

como en (11), con

$$(21) \quad \hat{\pi}_t = \hat{\pi}_{w,t} - (a_t - a_{t-1}),$$

de acuerdo con (14). Con esta última expresión, el choque de ξ_t^1 sobre $\hat{\pi}_t$ es simplemente ϕ_π^w . En el Anexo 2 se establece:

$$\eta_\pi^w = \frac{\gamma_w}{1-\beta\rho} \eta_x^w, \quad \eta_x^w = \frac{-a_\pi(1-\rho)(1-\beta\rho)}{(1-\rho)(1-\beta\rho) + (a_\pi-1)\rho\gamma_w} = -a_\pi \frac{\psi_w}{\gamma_w} (1-\rho)(1-\beta\rho).$$

Evidentemente, la analogía de la proposición 1 es válida para salarios rígidos:

Proposición 2. $\eta_\pi^w, \eta_x^w < 0$ para todos los valores de parámetros admisibles.

Además, el Anexo establece:

$$(22) \quad \phi_x^w = a_\pi (a_\pi - 1) \psi_w, \quad \phi_\pi^w = a_\pi \psi_w [-\beta(1-\rho) + (a_\pi - 1)\gamma_w],$$

en donde:

$$\psi_w = \frac{\gamma_w}{(1-\beta\rho)(1-\rho) + (a_\pi-1)\gamma_w\rho}.$$

capital específico de las firmas. A nuestro entender, el efecto se observó por primera vez en Sbordone (2002) y también fue discutido en Altig, Christiano, Eichenbaum y Linde (2005), y de Walque, Smets, y Wouters, (2005).

De acuerdo con (22), el signo de ϕ_x^w es definitivamente negativo. Para ver el porqué, considere un escenario en el que el estado de la tecnología del periodo t , a_t , se fija y llega una señal de que a_{t+1} aumentará. Que se pueda esperar que esto cree una deflación esperada se puede ver al considerar el caso extremo en el que literalmente se fija la tasa de salario nominal. En este caso, la constancia de \bar{w}_t y \bar{w}_{t+1} requiere que un porcentaje x de aumento en la tecnología esté acompañado de un porcentaje x de disminución en el nivel de precios contemporáneos. Esto implica que el nivel actual de precios se mantiene fijo después de un choque de un 1% sobre ξ_t^1 , mientras que el nivel de precios del periodo $t+1$ cae un 1%, esto es, $\hat{\pi}_{t+1} < 0$. Esta deflación anticipada, con una regla de metas de inflación de precios con $a_\pi > 1$, se cumple en una caída en R_t lo suficientemente grande para que la tasa de interés real también disminuya. Esta reacción monetaria expansiva eleva la brecha del producto del periodo t al estimular el gasto del periodo t . El efecto riqueza asociado con el aumento tecnológico previsto en el futuro también ayuda a impulsar el gasto.

Por (21), el choque sobre la inflación de precios del periodo t , π_t , de una señal, ξ_t^1 , sobre tecnología futura corresponde a ϕ_π^w . Como en el caso de los precios rígidos, el signo de ϕ_π^w es ambiguo (22). Las consideraciones presentes solas (esto es, $\beta = 0$) lo hacen positivo. Esto se debe a que la expansión monetaria descrita en el párrafo anterior aumenta el costo marginal actual del trabajo, y esto pone presión al alza sobre $\pi_{w,t}$ de acuerdo con la curva de salarios de Phillips (16). Las consideraciones a futuro solamente hacen a ϕ_π^w negativa. Intuitivamente, se puede esperar que la inflación salarial en el próximo periodo, $\pi_{w,t+1}$, caiga con el salto anticipado en a_{t+1} debido al signo negativo de η_π^w (proposición 2). La naturaleza de las fricciones salariales al estilo de Calvo sugiere que $\pi_{w,t}$ debe disminuir en previsión de la caída en $\pi_{w,t+1}$ (16). Para determinar el signo de ϕ_π^w para valores interesantes de los parámetros requiere de simulación numérica.

Saliendo momentáneamente de nuestro tema principal, observamos que en el modelo de salarios rígidos puros, una política monetaria que relaciona la tasa de interés nominal con la inflación de precios no optimiza el bienestar social. Como enfatizan EHL, las asignaciones eficientes pueden ser

apoyadas por una norma que sustituye a la inflación de precios en la regla de tasa de interés objetivo con la inflación salarial. Para ver esto, obsérvese que en este caso, las condiciones de equilibrio formado por la regla de tasa de interés con el objetivo de salarios, (16) y (19), no incluyen la tasa natural de interés. Como resultado las variables, \hat{x}_t , \hat{R}_t y $\hat{\pi}_{w,t}$ determinadas por esas ecuaciones evolucionan independientemente del choque tecnológico. En particular, los primeros mejores resultados,

$$\hat{x}_t = \hat{\pi}_{w,t} = 0,$$

y $\hat{R}_t = 0$ satisface las condiciones de equilibrio con los salarios como objetivo. De acuerdo con (21), la tasa de inflación de los precios, $\hat{\pi}_t$, es el negativo del crecimiento tecnológico con una política monetaria con los salarios como objetivo. Debido a que la tasa de salario nominal es constante en esta política monetaria, mientras que el salario real debe fluctuar con la tecnología, se deduce que la política óptima no estabiliza los movimientos de alta frecuencia de la inflación en el caso de los salarios rígidos puros

3. Resultados numéricos

En esta sección, reportamos simulaciones numéricas del impacto del periodo t sobre la inflación y el producto de una señal, ξ_t^1 , de que la tecnología se expandirá un 1% en el siguiente periodo. Para investigar la robustez del análisis, integramos la representación de serie de tiempo de a_t en (2) en la siguiente representación más general:

$$(23) \quad a_t = (\rho + \lambda)a_{t-1} - \rho\lambda + u_t, u_t \equiv \xi_t^0 + \xi_{t-1}^0, |\rho|, |\lambda| \leq 1.$$

La representación en (2) corresponde a (23) con $\lambda = 0$. Cuando $\rho + \lambda > 1$, entonces (23) implica que a_t sigue un patrón en forma de curva convexa después de una innovación a a_t . Como se indicó en nuestra discusión de los precios rígidos, con λ suficientemente grande, se espera que el modelo prediga un alza en la inflación a consecuencia de una señal positiva, ξ_t^1 . Los resultados numéricos se presentan en el cuadro 5, y el valor de λ se indica en la primera columna. Los resultados para la regla con base en previsiones del futuro,

(5), se presentan en el panel A del cuadro. Como un control adicional de robustez, también se informan los resultados para el caso en el que la tasa de interés responde a la tasa de inflación contemporánea, en lugar de a su valor esperado en el próximo periodo. Los resultados de este caso se presentan en el panel B. Adoptamos la siguiente parametrización de línea base del modelo:

$$\beta = 1.03^{-4}, a_\pi = 1.50, \xi_w = \xi_p = 0.75, \lambda_1 = 0.9, \lambda_2 = 0, \sigma_L = 1, \lambda_w = 1.20.$$

En la versión de precios rígidos puros del modelo, $\xi_w = 0$ y $\xi_p = 0.75$, mientras que en la versión de salarios rígidos puros, $\xi_w = 0.75$ y $\xi_p = 0$.

CUADRO 5. RESPUESTA EN EL PERIODO t A LAS NOTICIAS, ξ_t^1 , DEL PERIODO $t+1$ EN QUE LA TECNOLOGÍA SERA UN 1% MAYOR

En todos los casos, la tasa natural R_t^* , aumenta 100 puntos básicos

$$a_t = (0.9 + \lambda)a_{t-1} - 0.9\lambda\alpha_{t-2} + \xi_t^0 + \xi_{t-1}^1$$

A. Regla de política: $\hat{R}_t = a_\pi E_t \hat{\pi}_{t+1}$								
λ	π		h_t		R_t		$E_t R_t / \pi_{t+1}$	
	<i>P rígido</i>	<i>W rígido</i>	<i>P rígido</i>	<i>W rígido</i>	<i>P rígido</i>	<i>W rígido</i>	<i>P rígido</i>	<i>W rígido</i>
0	-2.8	-15	0.98	0.84	-29	-175	-9.8	-58
0.125	-0.42	-16	1.1	0.98	-29	-178	-9.8	-59
0.2	1.7	-18	1.2	1.1	-29	-181	-9.6	-60
0.6	42	-28	2.1	2.3	8.2	-200	2.8	-67
0.8	117	-25	2.5	4.7	111	-206	37	-69
B. Regla de política: $\hat{R}_t = a_\pi \hat{\pi}_t$								
0	-1.7	-10	0.78	0.93	-2.5	-15	13	97
0.125	-0.25	-11	0.87	1.1	-0.4	-16	15	97
0.2	1.0	-12	0.93	1.2	1.5	-17	16	97
0.6	22	-16	1.4	2.3	33	-24	35	98
0.8	61	-8.7	1.6	4.2	92	-13	58	106

NOTAS: La inflación y las tasas de rendimiento, π , R , $E_t R_t / \pi_{t+1}$ están expresados en desviaciones, en unidades de puntos básicos trimestrales, de estado estacionario. Horas trabajadas, h_t , se expresa en porcentaje de desviación de estado estacionario. Para valores de los parámetros consultar el texto.

Considere primero los resultados de los precios rígidos del panel A. Tenga en cuenta que en el caso resaltado en el texto, $\lambda = 0$, la inflación cae 2.8 puntos básicos en el periodo en que ξ_t^1 aumenta en 0.01, o un 1%. Al mismo tiempo, el empleo

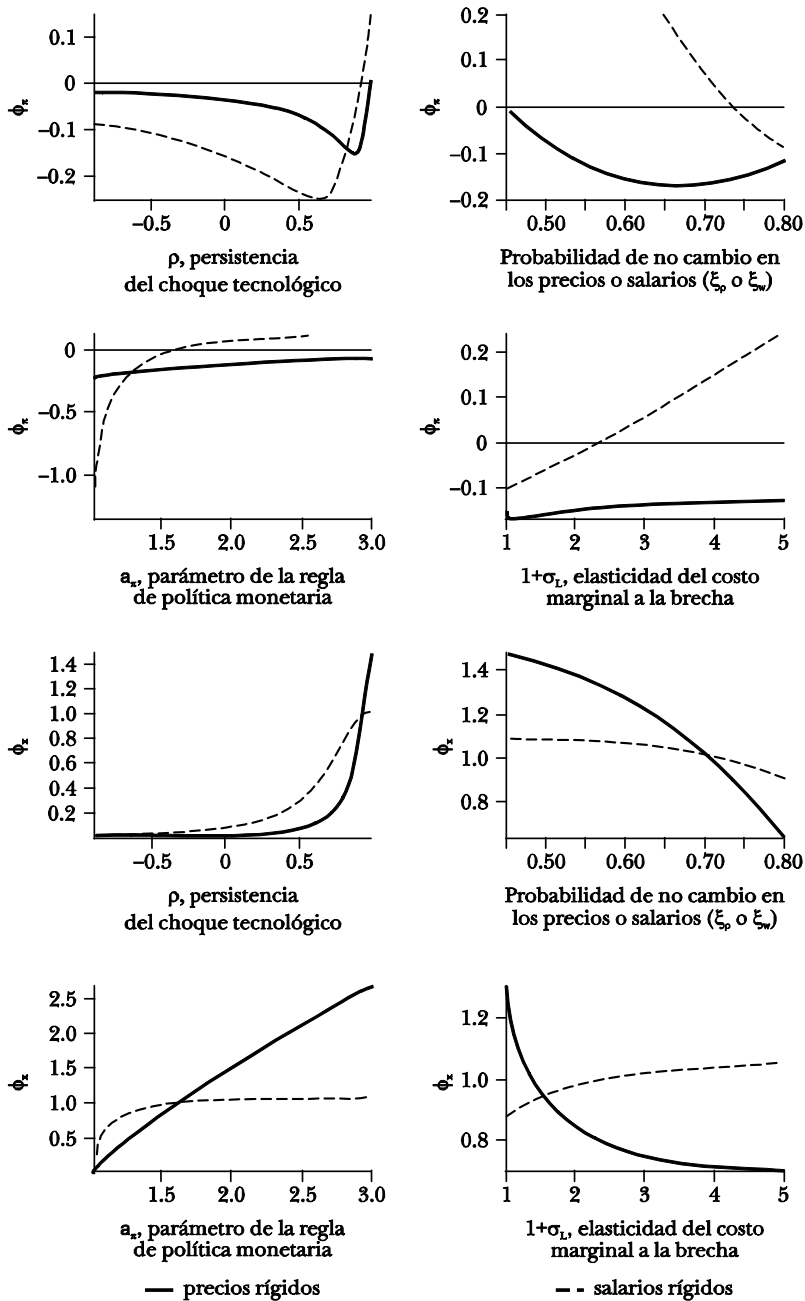
aumenta casi un 1% y la tasa de interés nominal se reduce en 29 puntos básicos. Ante la política monetaria eficiente, la tasa de interés aumenta un total de 100 puntos básicos, el empleo no cambia y la inflación se mantiene en cero. Evidentemente, la regla de tasa de interés objetivo que retroalimenta la inflación esperada produce resultados muy ineficientes. Se crea un auge donde no debería haber ninguno, y no se estabiliza la inflación.

Tenga en cuenta que a medida que λ aumenta, la regla de tasa de interés objetivo se vuelve más ineficiente. Para el valor más grande de λ considerado, el empleo aumenta 2.5% en el periodo de choque de señal. Sin embargo, el caso deja de ser relevante desde un punto de vista empírico, porque la inflación ya aumentó en respuesta al choque de señal.

Motivados por el hecho de que los modelos de equilibrio que están bien empíricamente también incorporan salarios rígidos, consideramos ahora el caso de los salarios rígidos en el cuadro 5. Note que con salarios rígidos, se predice que la inflación caerá y que el producto aumentará, para todos los valores de λ reportados. Así, mientras que el modelo con precios rígidos no es robusto para una representación en forma curva convexa de a_t , uno que también incorpora los salarios rígidos se puede esperar que prediga con mayor robustez que la inflación caerá y la brecha del producto aumenta, en respuesta a un choque de señal.

Ahora considere el panel B, que presenta resultados para la especificación contemporánea de la regla de tasa de interés. Los resultados para π_t , h_t , R_t , son cualitativamente similares a los resultados del panel A. La gráfica V presenta el impacto del periodo t en la brecha del producto (φ_x) y la inflación (φ_π) de un choque noticioso de un 1% con perturbaciones sobre nuestro modelo de parametrización de línea base. En cada caso, se fijó $\lambda = 0$ y se usó la regla de política de (23). Además, las perturbaciones a los parámetros presentados reportan cambios solo del valor del parámetro indicado y mantienen los otros parámetros en su valor de línea base. Como en el cuadro 5, el modelo de salarios rígidos es más robusto en predecir que $\varphi_\pi < 0$. Por ejemplo, si el parámetro de rigidez de precios, ξ_p , cae substancialmente por debajo del valor de referencia, entonces $\varphi_\pi > 0$. Sin embargo, tenemos $\varphi_\pi < 0$ para todos los valores de ξ_w reportados. De forma similar, si a_π

GRÁFICA V. EFECTOS CONTEMPORÁNEOS SOBRE LA BRECHA DEL PRODUCTO (ϕ_y) Y LA INFLACIÓN (ϕ_π) DE UN CHOQUE DE SEÑAL DE UN UNO POR CIENTO



está sustancialmente por encima de su valor en la parametrización de referencia, entonces $\varphi_\pi > 0$ con precios rígidos puros, pero $\varphi_\pi < 0$ con salarios rígidos puros. Finalmente, $\varphi_x > 0$ para todas las parametrizaciones consideradas.

En resumen, nuestro modelo de referencia de precios rígidos predice que la inflación disminuye y aumenta el empleo, en el periodo en que una señal acerca de una expansión tecnológica futura llega. Esto se asemeja al patrón observado para los auges del mercado de valores. Cuando nos alejamos de manera considerable de la parametrización de referencia, el modelo predice un aumento de la inflación después de un choque noticioso. Sin embargo, un modelo con salarios rígidos puros predice con mayor robustez que la inflación disminuye y la brecha del producto se eleva en respuesta a un choque de señal. Llegamos a la conclusión de que los modelos con los salarios rígidos y con los precios rígidos son propensos a predecir con robustez que la inflación disminuye y la producción aumenta en respuesta a un choque de la señal. Los modelos que incorporan de forma simultánea tanto salarios como precios rígidos tienen una variable de estado y no son tan fáciles de resolver analíticamente, como en los casos de salarios y precios rígidos puros considerados aquí. Nos dirigimos al modelo que incorpora tanto salarios como precios rígidos en la siguiente sección.

IV. ANÁLISIS EN UN MODELO MEDIANO

En esta sección, consideramos un modelo neokeynesiano mediano que ajusta a los datos de posguerra de los Estados Unidos después de la guerra por métodos bayesianos.²⁹ En relación con el material de la sección anterior, el presente análisis tiene el inconveniente de que no se puede hacer de forma analítica. Por otro lado, los resultados tal vez se toman más en serio, ya que se producen en un modelo que genera datos de series de tiempo que se asemejan más a los datos reales de los Estados Unidos. Además, en este modelo, podemos considerar el choque de las expectativas optimistas sobre

²⁹ El modelo es una versión del de Christiano, Eichenbaum y Evans (2005) y Smets y Wouters (2007).

el futuro del mercado de valores (sin embargo, el modelo comparte la deficiencia de la mayoría de los modelos en que se subestima la magnitud de la volatilidad en el mercado de valores). El mercado de valores es una variable que falta en el análisis de la sección anterior. Por último, al agregar las fricciones financieras propuestas en BGG a nuestro modelo estimado, podemos considerar modificaciones interesantes a la regla de tasa de interés con la previsión de la inflación como objetivo. Encontramos que cuando permitimos que el crecimiento del crédito juegue un papel independiente en esa regla, se va más allá de su papel en pronosticar la inflación, entonces la tendencia de la regla de tasa de interés objetivo de producir una excesiva volatilidad en respuesta a las expectativas optimistas sobre el futuro se reduce. Interpretamos esto como evidencia de que el crecimiento del crédito está correlacionado con la tasa natural de interés. La tasa natural de interés es lo que realmente se quiere en la regla de tasa de interés como objetivo, y el crecimiento del crédito parece ser una buena variable sustituta, al menos en relación con los choques a las expectativas sobre el futuro.

1. Un modelo mediano

El modelo estimado incorpora precios y salarios rígidos al estilo de Calvo, la persistencia de los hábitos en las preferencias, la utilización de capital variable, y el ajuste de costos en el cambio de la inversión. No mostramos los choques que se utilizaron en la estimación del modelo. Esta sección presenta simulaciones del modelo análogas a las simulaciones realizadas en la sección anterior. Nuestra presentación del modelo se limita a lo que es relevante para esas simulaciones. Así como en EHL, se supone que las familias suministran servicios de trabajo diferenciados, $l_{t,j}$, $j \in (0, 1)$. Las preferencias de la familia que suministra el j -ésimo tipo de servicio de trabajo están dadas por:

$$E_t^j \sum_{l=0}^{\infty} \beta^l \left\{ \log(C_{t+l} - 0.75C_{t+l-1}) - 110 \frac{l_{t+l,j}^2}{2} \right\}, \quad \beta = 1.03^{-1/4},$$

donde C_t representa el consumo. La familia es un proveedor monopolista de su tipo de servicio de trabajo y fija la tasa

salarial, W_{jt} sujeta a la demanda para $l_{t,j}$ y para la siguiente fricción. Con probabilidad, $\xi_w = 0.80$, la familia no puede reoptimizar su salario y con la probabilidad complementaria, puede fijar el salario en forma óptima. En caso de que no pueda reoptimizar su salario, W_{jt} se fija como sigue:

$$W_{jt} = \bar{\pi}\mu_z W_{jt-1},$$

donde $\mu_z = 1.0038$ es la tasa de crecimiento de estado estacionario del choque subyacente a la tecnología y $\bar{\pi} = 1.006$ es la tasa de inflación de estado estacionario. La familia acumula capital sujeto a la siguiente tecnología:

$$\bar{K}_{t+1} = (1 - \delta)\bar{K}_t + \left(1 - \left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\right)I_t,$$

donde \bar{K}_t es el inicio del periodo t del inventario físico de capital, e I_t es el periodo de inversión t . La función S es convexa, con $S(\mu_z) = S'(\mu_z) = 0$ y $S''(\mu_z) = 2.2$. El inventario físico de capital es propiedad de la familia y esta renta servicios de capital, K_t , a un mercado de capitales competitivo:

$$K_t = u_t \bar{K}_t,$$

donde u_t representa la tasa de utilización de capital. Una mayor utilización requiere mayores costos de mantenimiento en términos de bienes de inversión de acuerdo con la siguiente función:

$$a(u_t) \bar{K}_t,$$

donde a está aumentado y es convexa, $a(1) = a'(1) = 0$, $a''(1) = 0.02$ y u_t es la unidad en estado estacionario no estocástico.

Los insumos de trabajo especializado de las familias se agregan en un servicio de trabajo homogéneo de acuerdo con la siguiente función:

$$L_t = \left[\int_0^1 (l_{t,i})^{\frac{1}{\lambda_w}} di \right]^{\lambda_w}, \quad \lambda_w = 1.05.$$

Un bien final, Y_t , es producido por una empresa representativa y competitiva, de acuerdo con la siguiente tecnología:

$$Y_t = \left[\int_0^1 (Y_{lt})^{\frac{1}{\lambda_f}} dl \right]^{\lambda_f}, \quad \lambda_f = 1.20.$$

Aquí, Y_{lt} es el l -ésimo bien intermedio producido por un monopolista usando la siguiente tecnología:

$$Y_{l,t} = (z_t A_t L_{l,t})^{1-\alpha} (K_{l,t}^\alpha), \quad z_t = \exp(\mu_z t), \quad \alpha = 0.4,$$

donde $K_{l,t}$, $L_{l,t}$, representan el capital y los servicios de trabajo utilizados por el l -ésimo monopolista. Además, $a_t = \log(A_t)$ y tiene una ley de movimiento análoga a la de (2):

$$a_t = 0.9a_{t-1} + \xi_t^0 + \xi_{t-8}^8,$$

donde ξ_t^0, ξ_{t-8}^8 , son choques independiente e idénticamente distribuidos que son no correlacionados entre sí en todos los adelantos y rezagos, y con $a_{t,j}$, $j > 0$. El choque, ξ_{t-i}^i , es observado por los agentes en $t-i$. Nos referimos a ξ_{t-8}^8 como una *señal* sobre a_t que llega con un adelanto de ocho trimestres.

El proveedor monopolista de los bienes intermedios puede volver a fijar su precio de forma óptima con probabilidad $1 - \xi_p$, $\xi_p = 0.77$ y con probabilidad ξ_p sigue la siguiente simple regla:

$$P_{l,t} = \bar{\pi} P_{l,t-1}.$$

La política monetaria se rige por la siguiente regla de tasa de interés:

$$(24) \quad \log\left(\frac{R_t}{R}\right) = \tilde{\rho} \log\left(\frac{R_{t-1}}{R}\right) + (1 - \tilde{\rho}) \bar{R}_t,$$

donde R_t representa la tasa de interés nominal bruta y

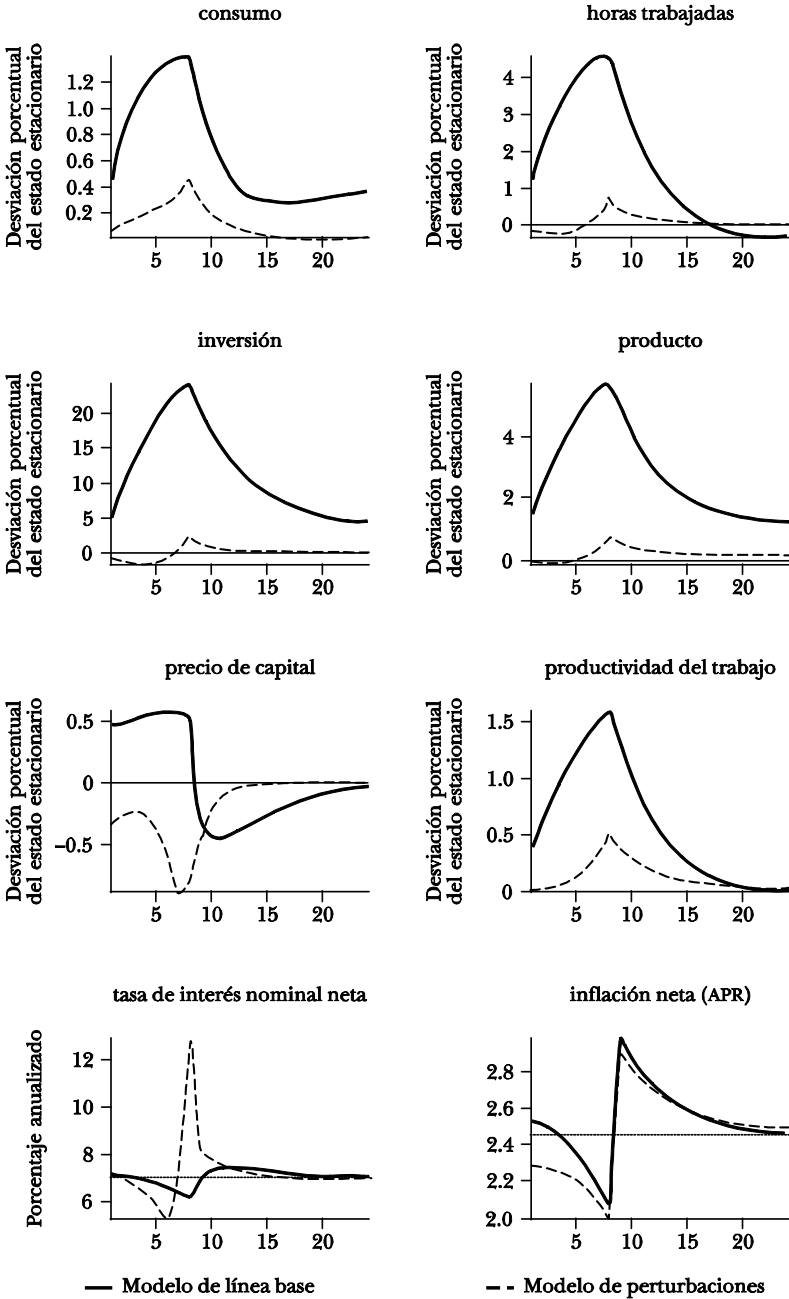
$$(25) \quad \bar{R}_t = a_\pi E_t \log\left(\frac{\bar{\pi}_{t+1}}{\bar{\pi}}\right) + \frac{a_y}{4} \log\left(\frac{y_t}{y}\right),$$

donde $a_\pi = 2.25$, $a_y = 0.32$. Aquí, y_t representa el PIB (escalado por z_t) y y representa el correspondiente valor de estado estacionario. Además, $\tilde{P} = 0.57$.

2. Simulación

La gráfica VI presenta los resultados de la simulación de un

GRÁFICA VI. RESPUESTA DE LOS MODELOS A LÍNEA BASE Y DE PERTURBACIÓN AL CHOQUE DE SEÑAL (SEÑAL NO REALIZADA); PERTURBACIÓN = RAMSEY



episodio de auge y caída de un mercado de valores en particular. En el primer periodo llega una señal, $\xi_t^8 > 0$, que crea la expectativa de que dos años más tarde, a_t aumentará. Sin embargo, esa expectativa en última instancia no se satisface, porque $\xi_{t+8}^0 = -\xi_t^8$. Así, de hecho nunca pasa nada real. La dinámica de la economía es totalmente impulsada por una expectativa optimista acerca de la productividad futura, una expectativa de que nunca se cumple. Este experimento tiene una variedad de interpretaciones. Una de ellas es que la gente recibe evidencia real de que las cosas mejorarán en el futuro, evidencia que en última instancia, resulta ser falsa. Otra es que son irracionalmente optimistas sobre el futuro y se dan cuenta de su error, cuando lo que se esperan no sucede.

En la interpretación de los resultados es importante reconocer que si la señal se cumple o no es irrelevante para el análisis de los períodos anteriores a que el evento esperado ocurra. Esto es cierto si tenemos en cuenta la política óptima, o la política que fija la tasa de interés de acuerdo a una regla particular. Esto es así porque ni la política actual ni el formulador de políticas que implementan la política óptima hacen uso de la información más allá de lo que los agentes privados conocen.

Se simula la respuesta dinámica de la economía bajo dos circunstancias. La línea delgada en la gráfica VI corresponde a la respuesta del modelo de línea base, el definido en la sección anterior. La línea con estrellas ilustra la respuesta en el equilibrio eficiente de Ramsey que corresponde al modelo de referencia. Para obtener el equilibrio de Ramsey, nosotros abandonamos la regla de política monetaria. El sistema está ahora subdeterminado, y es la constelación de varios procesos estocásticos que satisfacen las condiciones de equilibrio remanentes. El equilibrio de Ramsey es un proceso estocástico para todas las variables que optimiza un criterio de bienestar social construido por la integración de la utilidad de cada familia tipo j , $j \in (0, 1)$. El equilibrio de Ramsey casi corresponde al equilibrio asociado con el modelo de ciclo económico real obtenido por el cierre de las fricciones de fijación de salarios y precios y la imposición de que todas las empresas de bienes intermedios producen en el mismo nivel y que cada trabajador tipo j trabaja la misma cantidad. Decimos *casi* aquí porque borrar una sola ecuación (es decir, la regla de tasa de

interés) no proporciona suficientes grados de libertad para que el equilibrio de Ramsey extinga literalmente todas las fricciones del modelo. El equilibrio de Ramsey forma un punto de referencia natural, ya que corresponde al equilibrio con la política monetaria óptima.

Nótese cómo el aumento de la inversión, el consumo, el producto y las horas trabajadas en el equilibrio de la línea base superan el correspondiente aumento en el equilibrio de Ramsey por una cantidad muy importante. Este exceso refleja totalmente la suboptimalidad de la regla de política monetaria, (24). Curiosamente, la tasa de inflación en el auge está por debajo de su valor de estado estacionario de aproximadamente 2.5% anual, como en los ejemplos de la sección anterior y como en los datos. Al final del auge, la inflación sube un poco. De acuerdo con la evidencia de Adalid y Detken (2007), esto es lo que típicamente suele ocurrir en episodios de auge y caída: la inflación es baja en la fase de auge y luego sube un poco al final.

El tercer panel a la izquierda de la gráfica muestra la respuesta del precio del capital en términos de bienes de consumo en el modelo. Interpretamos esto como el precio de acciones en el modelo. Tenga en cuenta que en el modelo de línea base, el precio del capital se eleva durante el auge. En el equilibrio de Ramsey, el precio del capital en realidad cae. Una manera de entender esta caída en el precio del capital es que la tasa de interés real en el equilibrio de Ramsey (la *tasa natural de interés*, en el lenguaje de la sección anterior) aumenta considerablemente con el choque de señal. El descuento incrementado de los pagos futuros de capital explica la caída en el precio del capital.³⁰ La política monetaria en el

³⁰ Hay una segunda condición de equilibrio que el precio del capital debe cumplir, además de la relación de valor presente descontado. La segunda condición es la exigencia de que en los mercados competitivos el precio del capital debe ser igual a su costo marginal (es decir, la relación q de Tobin). El choque de señal crea la expectativa de que la tecnología será alta en el futuro y que la inversión será fuerte como respuesta. Dada la especificación de ajuste de costos, hay una ganancia de haber aumentando la inversión con antelación. Esta ganancia se manifiesta a sí misma en forma de una reducción en el costo marginal de producción de capital actual. Dado nuestro supuesto de que el capital se negocia en mercados competitivos, la reducción de costo se traspa en forma de una reducción en el precio.

equilibrio de línea base impide el fuerte aumento de la tasa de interés. Este es el meollo del problema con la regla de política monetaria. La tasa de interés debe elevarse, como en el equilibrio de Ramsey, pero no hay nada en la regla de política monetaria que produzca este resultado. La variable más importante en la regla de tasa de interés como objetivo, la inflación, en realidad impulsa la tasa de interés en la dirección equivocada. En efecto, la política monetaria es demasiado expansiva en el auge. Esto es lo que hace el auge del mercado de valores (de hecho, no es un auge muy fuerte) y lo que hace también entrar en auge a los indicadores de actividad agregada. Como lo indica la gráfica VI, solamente una pequeña parte del auge refleja la operación de expectativas optimistas. El auge es un fenómeno principalmente de la política monetaria relajada. Una vez más, vale la pena repetir que la naturaleza del auge es independiente de si a fin de cuentas la señal se cumple o no.

De un modo interesante, un observador externo podría verse tentado a interpretar el aumento de la productividad del trabajo durante el auge como un indicador de que se está gestando una mejora real en la tecnología. De hecho, el aumento de la productividad refleja un fuerte aumento en la utilización del capital. Este fenómeno podría ser aún mayor si el modelo incorporara también las variaciones en la utilización del trabajo.

En resumen, una regla de tasas de interés como objetivo que asigna un peso sustancial a la inflación transforma lo que debería ser una modesta expansión en un auge significativo. La razón es que la política monetaria no aumenta la tasa de interés fuertemente con el aumento de la tasa natural de interés. Este problema se puede solucionar al establecer la tasa de interés al nivel de la tasa natural o, si se considera muy difícil de medir, a alguna variable que se correlacione con la tasa natural. Exploramos la última opción. Añadimos las fricciones financieras esbozadas por BGG para el modelo de línea base, con el objeto de obtener un modelo en el que el crecimiento del crédito desempeña un papel económico importante. Hemos encontrado que cuando se simula la respuesta del modelo resultante a un choque de señal, el equilibrio se aproxima más al correspondiente equilibrio de Ramsey, si el crecimiento del crédito se introduce en la regla de tasa de

interés como objetivo, (24). En particular, reemplazamos \bar{R}_t en (25) con:

$$\bar{R}_t = \alpha_\pi [E_t(\pi_{t+1}) - \bar{\pi}] + \alpha_y \frac{1}{4} \log\left(\frac{y_t}{y}\right) + \alpha_c \times \text{crecimiento nominal del crédito}_t, \alpha_c = 2.5,$$

donde el crédito es la cantidad de préstamos obtenidos en el modelo BGG por emprendedores a efectos de financiar la compra de capital. Encontramos que en el modelo de línea base, con $\alpha_c = 0$, las familias pagaría 0.23% del consumo por siempre para cambiar al equilibrio de Ramsey. También encontramos que las familias deberán pagar 0.19% del consumo por siempre para cambiar al equilibrio donde $\alpha_c = 2.5$. Interpretamos esto como una evidencia de que incluir el crecimiento del crédito en la regla de tasa de interés mueve a la economía un largo camino en la dirección del equilibrio de Ramsey, en el que la política monetaria fija la tasa de interés a la tasa natural de interés. Estos cálculos se han realizado en relación con choques de señal. Una evaluación completa de la política de inclusión del crédito en la regla de tasa de interés objetivo evaluaría el desempeño de este cambio cuando hay otros choques presentes también.

V. CONCLUSIÓN

Hemos revisado la evidencia que sugiere que la inflación es normalmente baja en los auges del mercado de valores y que el crecimiento del crédito es alto. La observación de que la inflación es baja sugiere que la regla de tasa de interés objetivo que se centra en gran medida en la inflación anticipada puede desestabilizar los mercados de activos y tal vez la economía en general también. La observación de que el crecimiento del crédito es alto en los auges sugiere que si se añade el crecimiento del crédito a las reglas de tasas de interés objetivo, la regla modificada resultante moderaría la volatilidad de la economía real y de los precios de los activos.

Estas inferencias basadas en el examen de los datos históricos constituyen conjeturas acerca de las características operativas de las políticas contrafácticas. Para una evaluación

completa de conjeturas como éstas se requieren de la construcción y la simulación de un modelo económico. Esta es la razón por la que dedica análisis sustancial del modelo de espacio. Las simulaciones del modelo publicadas en el artículo apoyan nuestras conjeturas.

Anexo 1

Derivación de las condiciones de equilibrio para el modelo simple

Presentamos una derivación formal del modelo simple de la sección III. Aunque los resultados están disponibles en otros sitios, los incluimos aquí por completitud. Suponemos que la ley de movimiento para el logaritmo de la tecnología, a_t , tiene la siguiente representación:

$$a_t = \rho a_{t-1} + \xi_t^0 + \xi_{t-1}^0.$$

Las preferencias de las familias son:

$$E_t \sum_{l=0}^{\infty} \beta^l \left[\log(C_{t+l}) - \frac{L_{t+l}^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L} \right].$$

Las familias participan en mercados *spot* competitivos de trabajo, donde la tasa de salario, W_t , se fija de manera flexible. Adicionalmente, en el periodo t , las familias tienen acceso a un mercado de bonos en el cual la tasa de interés nominal bruta de t para $t+1$ se representa como R_t . Además, las familias compran bienes de consumo, C_t , al precio, P_t . La restricción presupuestaria de las familias es:

$$P_t C_t + B_{t+1} \leq W_t L_t + R_{t-1} B_t + T_t,$$

donde T_t representa un ingreso de suma fija de utilidades y trasferencias del gobierno. Las condiciones necesarias de primer orden asociadas con la oferta de trabajo de las familias y con las decisiones de ahorros son:

$$(A.1) \quad \psi_L L_t^{\sigma_L} C_t = \frac{W_t}{P_t}, \quad \frac{1}{C_t} = \beta E_t \frac{1}{C_{t+1}} \frac{R_t}{\pi_{t+1}}.$$

1. Precios rígidos

Los bienes finales, Y_t , se producen como una función lineal homogénea de Y_{it} , $i \in (0,1)$, usando el siguiente agregador de Dixit-Stiglitz:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{it}^{\frac{1}{\lambda_f}} dl \right]^{\lambda_f}.$$

El productor de bienes finales representativo y competitivo compra el i -ésimo insumo intermedio al precio, P_{it} . El i -ésimo insumo es producido por un monopolista, con la función de producción:

$$Y_{it} = \exp(a_i)L_{it}.$$

Aquí, L_{it} representa al trabajo empleado por el i -ésimo productor de bienes intermedios. El i -ésimo productor está obligado a vender sin importar cuál sea la demanda de los productores de bienes finales al precio del productor P_{it} . El productor recibe un subsidio fiscal sobre los sueldos en el monto $(1-\nu)W_t$. El subsidio es financiado por impuestos de suma fija sobre las familias. El i -ésimo productor de bienes intermedios fija P_{it} sujeto a fricciones tipo Calvo. Por lo tanto, en cualquier periodo $1-\xi_p$ los productores seleccionados al azar pueden redefinir su precio, y el resto deberá fijar el precio conforme a:

$$P_{i,t} = \begin{cases} P_{i,t-1} & \text{con probabilidad } \xi_p \\ \tilde{P}_t & \text{con probabilidad } 1-\xi_p \end{cases}.$$

La restricción de recursos es:

$$C_t \leq Y_t.$$

Ahora describimos las ecuaciones que caracterizan al sector privado.

a) Equilibrio del sector privado

Obtenemos un conjunto de ecuaciones que caracterizan un equilibrio del sector privado. Nosotros describimos entonces una log-linealización de aquellas ecuaciones de estado

estacionario. Es fácil verificar que cada uno de los productores de bienes intermedios que tiene una oportunidad de fijar el precio en el periodo t lo hace de la siguiente manera:

$$\tilde{p}_t = \frac{K_t}{F_t}, \tilde{p}_t \equiv \frac{\tilde{P}_t}{P_t}.$$

Aquí, \tilde{P}_t representa el precio establecido por un productor de bienes intermedio optimizado. Además,

$$K_t = \lambda_f s_t + \beta \xi_p E_t \pi_{t+1}^\varepsilon K_{t+1}$$

$$F_t = 1 + \beta \xi_p E_t \pi_{t+1}^{\varepsilon-1} F_{t+1}$$

$$s_t = (1-\nu) \frac{\psi_L I_t^{\sigma_L} C_t}{A_t}.$$

Aquí, s_t representa el costo marginal de producción (después del subsidio, ν), donde el salario real fue reemplazado por la tasa marginal de sustitución entre consumo y ocio de las familias (imponemos una elasticidad de Frisch de la oferta de trabajo de una unidad).

La combinación de la función de producción de bienes finales con la condición de primer orden de los productores de bienes intermediarios implica:

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{i,t}^{\frac{1}{1-\lambda_f}} di \right]^{1-\lambda_f}.$$

Evaluando esta integral, tomando en cuenta el precio fijado por los optimizadores del periodo actual y tomando en cuenta que las empresas que no reoptimizan precios son seleccionadas de forma aleatoria, obtenemos (después de reorganizar),

$$\tilde{p}_t = \left[\frac{1 - \xi_p \pi_t^{\frac{1}{\lambda_f-1}}}{1 - \xi_p} \right]^{1-\lambda_f}.$$

Concluimos:

$$\frac{K_t}{F_t} = \left[\frac{1 - \xi_p \pi_t^{\frac{1}{\lambda_f - 1}}}{1 - \xi_p} \right]^{1 - \lambda_f}.$$

Además, la relación entre Y_t y el empleo agregado está dada por:

$$Y_t = p_t^* L_t,$$

donde la ley de movimiento de la distorsión de precios es:

$$p_t^* = \left[(1 - \xi_p) \left(\frac{1 - \xi_p \pi_t^{\frac{1}{\lambda_f - 1}}}{1 - \xi_p} \right)^{\lambda_f} + \frac{\xi_p \pi_t^{\frac{\lambda_f}{\lambda_f - 1}}}{p_{t-1}^*} \right]^{-1}.$$

La restricción de recursos implica que $C_t = Y_t$.

Concluimos que las ecuaciones que caracterizan un equilibrio del sector privado son:

$$\frac{1}{p_t^* L_t} = \beta E \frac{1}{p_{t+1}^* L_{t+1} \exp(a_{t+1} - a_t) \pi_{t+1}} \frac{R_t}{\pi_{t+1}}$$

$$\frac{1}{p_t^*} = (1 - \xi_p) \left(\frac{1 - \xi_p \pi_t^{\frac{1}{\lambda_f - 1}}}{1 - \xi_p} \right)^{\lambda_f} + \frac{\xi_p \pi_t^{\frac{\lambda_f}{\lambda_f - 1}}}{p_{t-1}^*}$$

$$F_t = 1 + \beta \xi_p E_t \pi_{t+1}^{\frac{1}{\lambda_f - 1}} F_{t+1}$$

$$K_t = \lambda_f (1 - \nu) L_t^{1 + \sigma_L} p_t^* + \beta \xi_p E_t \pi_{t+1}^{\frac{\lambda_f}{\lambda_f - 1}} K_{t+1}$$

$$\frac{K_t}{F_t} = \left[\frac{1 - \xi_p \pi_t^{\frac{1}{\lambda_f - 1}}}{1 - \xi_p} \right]^{1 - \lambda_f}.$$

Aquí hemos usado la relación de recursos agregados para sustituir por consumo. Asumimos que el subsidio del mercado

laboral se establece para eliminar la ineficiencia monopólica en el mercado laboral. Es decir,

$$\lambda_f (1-\nu) = 1.$$

Así, existen cinco condiciones de equilibrio en seis variables: $L_t, R_t, p_t^*, F_t, K_t, \pi_t$.

Para un valor dado de inflación de estado estacionario, π , usamos la versión de estado estacionario de las ecuaciones anteriores para resolver los valores de estado estacionario de las otras variables. En estado estacionario, las cinco ecuaciones que caracterizan el equilibrio del sector privado se reducen a lo siguiente:

$$R = \frac{\pi}{\beta}, p^* = \frac{\frac{\xi_p \pi^{\frac{\lambda_f}{\lambda_f-1}}}{1-\xi_p}}{\left(\frac{1-\xi_p(\pi)^{\frac{1}{\lambda_f-1}}}{1-\xi_p} \right)^{\lambda_f}}$$

$$F = \frac{1}{1-\beta \xi_p \pi^{\frac{1}{\lambda_f-1}}}, K = \frac{(1-\nu)\lambda_f L^{1+\sigma_L} p^*}{1-\beta \xi_p \pi^{\frac{\lambda_f}{\lambda_f-1}}}$$

$$K = F \left[\frac{1-\xi_p \pi^{\frac{1}{\lambda_f-1}}}{1-\xi_p} \right]^{1-\lambda_f}.$$

Las tres primeras ecuaciones le permiten a uno calcular R, p^*, F . Combinando las últimas dos:

$$\frac{(1-\nu)\lambda_f L^{1+\sigma_L} p^*}{1-\beta \xi_p \pi^{\frac{\lambda_f}{\lambda_f-1}}} = F \left[\frac{1-\xi_p \pi^{\frac{1}{\lambda_f-1}}}{1-\xi_p} \right]^{1-\lambda_f}.$$

que se puede resolver para el empleo, L :

$$L^2 = \frac{1 - \beta \xi_p \pi^{\frac{\lambda_f}{\lambda_f - 1}}}{(1 - \nu) \lambda_f p^*} F \left[\frac{1 - \xi_p \pi^{\frac{1}{\lambda_f - 1}}}{1 - \xi_p} \right]^{1 - \lambda_f}$$

$$= \frac{1}{(1 - \nu) \lambda_f p^*} \frac{1 - \beta \xi_p \pi^{\frac{\lambda_f}{\lambda_f - 1}}}{1 - \beta \xi_p \pi^{\frac{1}{\lambda_f - 1}}} \left[\frac{1 - \xi_p \pi^{\frac{1}{\lambda_f - 1}}}{1 - \xi_p} \right]^{1 - \lambda_f}.$$

Finalmente, K se calcula usando una de las dos ecuaciones anteriores en K .

Sea que \hat{z}_t representa a dz_t/z_t , para una pequeña desviación, $dz_t = z_t - z$. Diferenciando totalmente las cinco condiciones de equilibrio sobre el estado estacionario, obtenemos:

$$-(\hat{p}_t^* + \hat{L}_t) = \hat{R}_t - \hat{\pi}_{t+1} - \hat{p}_{t+1}^* - \hat{L}_{t+1} - (da_{t+1} - da_t)$$

$$\hat{p}_t^* = \frac{\lambda_f \xi_p}{\lambda_f - 1} \pi^{\frac{1}{\lambda_f - 1}} \left[\left(\frac{1 - \xi_p \pi^{\frac{1}{\lambda_f - 1}}}{1 - \xi_p} \right)^{\lambda_f - 1} p^* - \pi \right] \hat{\pi}_t + \xi_p \pi^{\frac{\lambda_f}{\lambda_f - 1}} \hat{p}_{t-1}^*$$

$$(1) \hat{F}_t = \beta \xi_p E_t \left[\frac{1}{\lambda_f - 1} \hat{\pi}_{t+1} + \hat{F}_{t+1} \right]$$

$$(2) \hat{K}_t = (1 - \beta \xi_p) \left[(1 + \sigma_L) \hat{L}_t + \hat{p}_t^* \right] + \beta \xi_p E_t \left[\frac{\lambda_f}{\lambda_f - 1} \hat{\pi}_{t+1} + \hat{K}_{t+1} \right]$$

$$(3) \hat{K}_t = \frac{\xi_p}{1 - \xi_p} \hat{\pi}_t + \hat{F}_t.$$

Sustituir a \hat{K}_t de (3) en (2), y luego (1) en el resultado, para obtener:

$$(A.2) \quad \begin{aligned} \hat{\pi}_t &= \kappa \hat{s}_t + \beta \hat{\pi}_{t+1} \\ \hat{s}_t &= (1 + \sigma_L) \hat{L}_t + \hat{p}_t^*, \\ \kappa &= \frac{(1 - \beta \xi_p)(1 - \xi_p)}{\xi_p}, \end{aligned}$$

donde \hat{s}_t representa la desviación del costo marginal real de su estado estacionario. Note que $\pi = 1$, entonces la ley de movimiento para la distorsión de precio simplifica a $\hat{p}_t^* = \xi_p \hat{p}_{t-1}^*$. Esto implica que, en tanto el sistema haya estado operando por algún tiempo, podemos sencillamente fijar $\hat{p}_t^* = 0$ para todos los t . En este caso, la ecuación linealizada intertemporal se puede escribir como:

$$-\hat{L}_t = \hat{R}_t - \hat{\pi}_{t+1} - \hat{L}_{t+1} - (a_{t+1} - a_t),$$

donde hemos bajado la d en frente de las a_t porque el estado estacionario cancela.

Tomamos que el equilibrio eficiente es el primer mejor, donde la inflación es cero, $L_t = 1$ y $C_t = A_t$. Se puede demostrar que este es el equilibrio eficiente de Ramsey cuando se escoge el subsidio del trabajo para eliminar las distorsiones de poder monopólico en el estado estacionario y las distorsiones de precio están en cero en el periodo inicial.

b) Equilibrio de la regla de tasa de interés

Asumimos que la autoridad monetaria implementa la siguiente regla de política monetaria:

$$\log\left(\frac{R_t}{R}\right) = a_\pi E_t \log(\pi_{t+1}),$$

donde la meta implícita para la inflación es su eficiente nivel de cero. Al sustituir estos supuestos en la regla de política monetaria y linealizando el último en el estado estacionario, obtenemos:

$$\hat{R}_t = a_\pi E_t \hat{\pi}_{t+1}.$$

El producto de equilibrio es $y_t = \exp(a_t) \hat{p}_t^* L_t$. En una inflación cero el estado estacionario $L = 1$ y podemos, para una primera aproximación, $\hat{p}_t^* = 1$. Por lo tanto, x_t , el coeficiente del producto real a un producto eficiente es:

$$x_t = \frac{\exp(a_t) \hat{p}_t^* L_t}{\exp(a_t)} = L_t$$

y

$$\hat{x}_t = \hat{L}_t,$$

donde \hat{x}_t es la desviación porcentual del producto real del producto de Ramsey. Con estas modificaciones, la ecuación intertemporal de Euler se puede escribir:

$$\hat{x}_t = -[\hat{R}_t - \hat{\pi}_{t+1} - R_t^*] + \hat{x}_{t+1}.$$

Aquí, x_t es la brecha del producto.

Ahora explicamos las fórmulas para la solución del modelo simple de la sección III. La sustitución de R_t y R_t^* en la curva IS de la regla de política y la ecuación R_t^* , obtenemos:

$$\begin{aligned}\hat{x}_t &= -E_t[(a_\pi - 1)\hat{\pi}_{t+1} - (\rho - 1)a_t - \xi_t^1] + E_t\hat{x}_{t+1} \\ \hat{\pi}_t &= \gamma\hat{x}_t + \beta E_t\hat{\pi}_{t+1},\end{aligned}$$

donde, $\gamma \equiv \kappa(1 + \sigma_L)$.

Reemplazando en la solución planteada,

$$\begin{aligned}\eta_x a_t + \phi_x \xi_t^1 &= -[(a_\pi - 1)\eta_\pi[\rho a_t + \xi_t^1] - (\rho - 1)a_t - \xi_t^1] + \eta_x[\rho a_t + \xi_t^1] \\ \eta_\pi a_t + \phi_\pi \xi_t^1 &= \gamma[\eta_x a_t + \phi_x \xi_t^1] + \beta\eta_x[\rho a_t + \xi_t^1].\end{aligned}$$

Colección de términos en a_t y ξ_t^1 :

$$\begin{aligned}\eta_x &= -[(a_\pi - 1)\eta_\pi\rho - (\rho - 1)] + \eta_x\rho, \\ \phi_x &= -[(a_\pi - 1)\eta_\pi - 1] + \eta_x \\ \eta_\pi &= \gamma\eta_x + \beta\eta_\pi\rho, \\ \phi_\pi &= \gamma\phi_x + \beta\eta_\pi.\end{aligned}$$

Usando la primera de estas ecuaciones para simplificar la segunda, obtenemos:

$$\begin{aligned}\eta_x &= -1(a_\pi - 1)\eta_\pi\rho + \rho - 1 + \eta_x\rho, \\ \phi_x &= \frac{\eta_x + 1}{\rho}, \\ \eta_x &= \gamma\eta_x + \beta\eta_\pi\rho, \\ \phi_\pi &= \gamma\phi_x + \beta\eta_\pi.\end{aligned}$$

Resolución de la tercera ecuación:

$$\eta_\pi = \frac{\gamma}{1 - \rho\beta} \eta_x.$$

Usando la última para resolver la primera:

$$\eta_x = -\frac{1}{1 + (a_\pi - 1) \frac{\gamma}{1 - \rho\beta} \frac{\rho}{1 - \rho}}.$$

Ahora, considere ϕ_π :

$$\begin{aligned} \phi_\pi &= \gamma\phi_x + \beta\eta_\pi = \gamma \frac{\eta_x + 1}{\rho} + \beta \frac{\gamma}{1 - \rho\beta} \eta_x \\ &= \frac{\gamma}{\rho} \left\{ 1 - \frac{1}{1 - \rho\beta + (a_\pi - 1) \frac{\gamma\rho}{1 - \rho}} \right\} \\ &= \gamma \frac{-\beta(1 - \rho) + (a_\pi - 1)\gamma}{(1 - \rho\beta)(1 - \rho) + (a_\pi - 1)\gamma\rho}. \end{aligned}$$

2. ¿Salarios rígidos?

En esta sección, interpretamos la mano de obra, L_t , contratada por empresas de bienes intermediarios tal y como ofrecen los *contratistas laborales*. Estos contratistas suministran L_t combinando un rango de insumos laborales diferenciados, $h_{t,j}$, usando la siguiente tecnología, o *función agregadora*:

$$L_t = \left[\int_0^1 (h_{t,j})^{\frac{1}{\lambda_w}} dj \right]^{\lambda_w}, \quad 1 \leq \lambda_w.$$

Los contratistas de trabajo son perfectamente competitivos. Toman el régimen salarial, W_t , de L_t como dado. También toman el régimen salarial, $W_{t,j}$, del *j-ésimo* tipo laboral como dado. Los contratistas escogen los ingresos y los egresos para maximizar las utilidades,

$$W_t L_t - \int_0^1 W_{t,j} h_{t,j} dj.$$

La condición necesaria de primer orden para optimización está dada por:

$$(A.3) \quad h_{l,j} = \left(\frac{W_t}{W_{l,j}} \right)^{\frac{\lambda_w}{1-\lambda_w}} L_t.$$

Sustituyendo el último en la función agregadora del trabajo y reajustando, obtenemos:

$$(A.4) \quad W_t = \left[\int_0^1 W_{l,j}^{\frac{1}{\lambda_w-1}} dj \right]^{\lambda_w-1}.$$

Pasamos ahora a las familias. Adoptamos el *trabajo indivisible*. Consecuentemente, asumimos que existe un número importante de familias idénticas. Cada familia tiene muchos miembros que corresponden a cada tipo, j , de trabajo. Cada trabajador de tipo j -ésimo tiene un índice, l , distribuido uniformemente a lo largo del intervalo unitario, $[0, 1]$, que indica la aversión de ese trabajador a trabajar. Un trabajador tipo j con índice l experimenta la utilidad:

$$\log(C_t) - 1^{\sigma_L}, \sigma_L > 0,$$

si está empleado, y

$$\log(C_t),$$

si no está empleado. La notación refleja que cada trabajador en una familia, empleado o no e independientemente del tipo de trabajo, cuenta con el mismo monto de consumo. Este es el arreglo eficiente, dado nuestro supuesto de que la utilidad del trabajador es separable en consumo y ocio y el objetivo de la familia es maximizar la igualmente ponderada integral de la utilidad del trabajador.

La cantidad de trabajo ofrecida por la familia representativa, $h_{l,j}$, está determinada por (A.3). Suponemos que la familia envía a trabajadores tipo j con $0 \leq l \leq h_{l,j}$ a trabajar y mantiene a aquellos con $l > h_{l,j}$ fuera de la fuerza laboral. La integral igualmente ponderada de la utilidad de todos los trabajadores $l \in [0, 1]$ es:

La demanda de trabajo, $h_{l,j}$, está determinada por una unión monopolista.

$$\log(C_t) - \frac{h_{t,j}^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L}$$

La utilidad global de la familia se integra también a todos los trabajadores tipo j :

$$(A.5) \quad \log(C_t) - \int_0^1 \frac{h_{t,j}^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L} dj.$$

Falta por explicar cómo se determinan C_t y $h_{t,j}$.

La tasa de salario del j -ésimo tipo de trabajo, $W_{t,j}$, se determina fuera de la familia por una unión monopolista que representa a todos los trabajadores tipo j en todas las familias. El problema de la unión se analiza a continuación. La familia busca maximizar el valor presente descontado esperado de utilidad, (A.5), sujeta a la siguiente restricción presupuestaria:

$$(A.6) \quad P_t C_t + B_{t+1} \leq B_t R_{t-1} + \int_0^1 W_{t,j} h_{t,j} dj + \text{transferencias y utilidades}_t.$$

Lo único que le queda por hacer a la familia es escoger C_t y B_{t+1} . La condición de primer orden necesaria para optimización implica (A.1).

Para cada j existe una unión monopolista que representa todo tipo de trabajadores j en todas las familias. Se requiere de la unión para satisfacer su curva de demanda, (A.3) Enfrenta las fricciones de Calvo en la fijación de $W_{t,j}$. Con probabilidad $1 - \xi_w$, una unión puede optimizar el salario y con la probabilidad complementaria, ξ_w , no puede, en cuyo caso,

$$(A.7) \quad W_{t,j} = W_{t-1,j}.$$

Con esta especificación, el salario de cada trabajador tipo j es el mismo de estado estacionario. Como el problema de la unión no tiene variable de estado, todas las uniones con la oportunidad de reoptimizar en el periodo corriente enfrentan el mismo problema. En particular, dicha unión escoge el valor actual del salario, \tilde{W}_t , para maximizar:

$$(A.8) \quad E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \xi_w)^i v_{t+i} \left[\tilde{W}_t h_{t+i}^t - \frac{(h_{t+i}^t)^{1+\sigma_L}}{(1+\sigma_L)v_{t+i}} \right].$$

Aquí, v_{t+i} representa el valor marginal asignado por cada familia (recordar que todas son idénticas) al salario.³¹ La familia trata v_t como una constante exógena. En la expresión anterior, ζ_w aparece en el descuento porque la decisión t del periodo de unión sólo impacta sobre historias futuras en las que no puede reoptimizar su salario. Además, h_{t+i}^t representa el nivel de empleo en el periodo $t+i$ de una unión que tuvo una oportunidad de reoptimizar el salario en el periodo t y no lo reoptimizó nuevamente en periodos $t+1, \dots, t+i$. Por (A.3),

$$(A.9) \quad h_{t+i}^t = \left(\frac{\tilde{W}_t}{W_{t+i}} \right) L_{t+i} = \left(\frac{w_t}{\pi_{w,t+1} \dots \pi_{w,t+i}} \right)^{\frac{\lambda_w}{1-\lambda_w}} L_{t+i},$$

donde:

$$(A.10) \quad w_t \equiv \frac{\tilde{W}_t}{W_t}, \bar{w}_t \equiv \frac{W_t}{\exp(a_t) P_t}, \chi_{t,i} \equiv \begin{cases} 1 & i \geq 1 \\ \mu_{a,t+1} \mu_{a,t+2} \dots \mu_{a,t+i} \pi_{t+1} \dots \pi_{t+i} & i = 0 \end{cases}.$$

En (A.10) $\mu_{a,t}$ representa la tasa de crecimiento de la tecnología:

$$\mu_{a,t} = \frac{\exp(a_t)}{\exp(a_{t-1})}.$$

Usando (A.9) para sustituir para h_{t+i}^t en (A.8)

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \xi_w)^i v_{t+i} \left[\tilde{W}_t \left(\frac{\tilde{W}_t}{W_{t+i}} \right)^{\frac{\lambda_w}{1-\lambda_w}} L_{t+i} - \frac{\left(\frac{\tilde{W}_t}{W_{t+i}} \right)^{\frac{\lambda_w}{1-\lambda_w} (1+\sigma_L)} L_{t+i}^{1+\sigma_L}}{(1+\sigma_L) v_{t+i}} \right].$$

Diferenciando con respecto a \tilde{W}_t , obtenemos, después de reorganizar,

$$(A.11) \quad E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \xi_w)^i \frac{h_{t+i}^t}{c_{t+i}} \left[\bar{w}_t w_t \chi_{t,i} - \lambda_w MRS_{t+i}^t \right],$$

³¹ El objeto, v_t es el multiplicador de la restricción del presupuesto de la familia, (A.6), en la representación lagrangiana de su problema.

donde:

$$(A.12) \quad c_t \equiv \frac{C_t}{\exp(a_t)}, v_{t+j} = \frac{1}{P_{t+j} C_{t+j}}.$$

Además, MRS_{t+i}^t en (A.11) representa el costo (escalado) de trabajo para el trabajador marginal en el periodo $t+i$ cuyo salario fue reoptimizado en el periodo t y no se reoptimizó de nuevo en los periodos $t+1$, $t+2$, ... $t+i$:

$$MRS_{t+i}^t \equiv \frac{(h_{t+i}^t)^{\sigma_L}}{\exp(a_{t+i}) P_{t+i} v_{t+i}} = c_{t+i} (h_{t+i}^t)^{\sigma_L}.$$

Conforme a (A.11), la unión busca fijar el salario a un margen, λ_w , sobre el costo de trabajo del trabajador marginal, en promedio.

Ahora expandimos (A.11) sobre un estado estacionario donde:

$$w = 1, \chi = 1, \text{ para todo } i, \bar{w}_t = \lambda_w MRS, \pi_t = 1, \pi_{w,t} = 1.$$

Es conveniente obtener algunos resultados preliminares. Note que,

$$\hat{\chi}_{t,i} = \begin{cases} -(\hat{\mu}_{a,t+1} + \hat{\mu}_{a,t+2} + \dots + \hat{\mu}_{a,t+i}) - \hat{\pi}_{t+1} - \dots + \hat{\pi}_{t+i} & i > 0 \\ 0 & i = 0 \end{cases}$$

$$\widehat{MRS}_{t+i}^t = \hat{c}_{t+i} + \sigma_L \hat{H}_{t+i} + \sigma_L (\hat{h}_{t+i}^t - \hat{H}_{t+i}),$$

y, de (A.9),

$$\hat{h}_{t+i}^t - \hat{H}_{t+i} = \begin{cases} \frac{\lambda_w}{1 - \lambda_w} (\hat{w}_t - \hat{\pi}_{w,t+1} \dots - \hat{\pi}_{w,t+i}) & i > 0 \\ \frac{\lambda_w}{1 - \lambda_w} \hat{w}_t & i = 0 \end{cases}.$$

Podemos anotar la suma descontada del costo marginal del trabajo como sigue:

$$(A13) \quad S_{MRS,t} \equiv \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \xi_w)^i \widehat{MRS}_{t+i}^t = S_{o,t} + \sigma_L \frac{\lambda_w}{1 - \lambda_w} \frac{1}{1 - \beta \xi_w} [\hat{w}_t - S_{w,t}].$$

Aquí,

$$(A.14) \quad S_{o,t} \equiv \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \xi_w)^i [\hat{c}_{t+i} + \sigma_L \hat{H}_{t+i}] = \hat{c}_t + \sigma_L \hat{H}_t + \beta \xi_w S_{o,t+1}$$

$$(A.15) \quad S_{w,t} \equiv \sum_{i=1}^{\infty} (\beta \xi_w)^i \hat{\pi}_{w,t+i} = \beta \xi_w \hat{\pi}_{w,t+1} + \beta \xi_w S_{w,t+1}.$$

La siguiente expresión también es útil:

$$(A.16) \quad \begin{aligned} S_{\chi,t} &= \sum_{i=1}^{\infty} (\beta \xi_w)^i \hat{\chi}_{t,i} = \frac{1}{1 - \beta \xi_w} \sum_{i=1}^{\infty} (\beta \xi_w)^i [-\hat{\mu}_{a,t+i} - \hat{\pi}_{t+i}] \\ &= \frac{\beta \xi_w}{1 - \beta \xi_w} [-\hat{\mu}_{a,t+1} - \hat{\pi}_{t+1}] + \beta \xi_w S_{\chi,t+1}. \end{aligned}$$

Debido a que el objeto en corchetes en (A.11) es cero en el estado estacionario, la expansión de (A.11) no requiere expandir la expresión fuera del corchete. Tomando esto y $\bar{w} = \lambda_w MRS$ en cuenta, la expansión de (A.11) es:

$$(A.17) \quad 0 = \frac{1}{1 - \beta \xi_w} (\hat{w}_t + \hat{w}_t) + S_{\chi,t} - S_{MRS,t}.$$

Ahora deducimos la restricción entre salario sugerida por (A.4). Usando (A.7) y el hecho de que uniones no-optimizantes serán seleccionadas aleatoriamente, (A.4) se reduce a:

$$W_t = \left[(1 - \xi_w) (\hat{W}_t)^{\frac{1}{1-\lambda_w}} + \xi_w (W_{t-1})^{\frac{1}{1-\lambda_w}} \right]^{1-\lambda_w}.$$

Dividir entre W_t y usar (A.10):

$$1 = (1 - \xi_w) (w_t)^{\frac{1}{1-\lambda_w}} + \xi_w \left(\frac{1}{\pi_{w,t}} \right)^{\frac{1}{1-\lambda_w}}.$$

Log-linealice esta expresión sobre el estado estacionario para obtener:

$$\hat{w}_t = \frac{\xi_w}{1 - \xi_w} \hat{\pi}_{w,t}.$$

Reemplazar $S_{MRS,t}$ en (A.17) usando (A.13) y luego sustituye \hat{w}_t usando la expresión previa:

$$(A.18) \quad \frac{1}{1-\beta\xi_w} \hat{w}_t + \frac{1}{1-\beta\xi_w} \frac{\xi_w}{1-\xi_w} \hat{\pi}_{w,t} + S_{\chi,t} \\ = S_{o,t} + \sigma_L \frac{\lambda_w}{1-\lambda_w} \frac{1}{1-\beta\xi_w} \frac{\xi_w}{1-\xi_w} \hat{\pi}_{w,t} - \sigma_L \frac{\lambda_w}{1-\lambda_w} \frac{1}{1-\beta\xi_w} S_{w,t}$$

Multiplicar (A.18) evaluado en $t+1$ por $\beta\xi_w$ y reste el resultado de (A.18) evaluado en t para obtener:

$$\frac{1}{1-\beta\xi_w} (\hat{w}_t - \beta\xi_w \hat{w}_{t+1}) + \frac{1}{1-\beta\xi_w} \frac{\xi_w}{1-\xi_w} (\hat{\pi}_{w,t} - \beta\xi_w \hat{\pi}_{w,t+1}) + (S_{\chi,t} - \beta\xi_w S_{\chi,t+1}) \\ = (S_{o,t} - \beta\xi_w S_{o,t+1}) + \sigma_L \frac{\lambda_w}{1-\lambda_w} \frac{1}{1-\beta\xi_w} \frac{\xi_w}{1-\xi_w} (\hat{\pi}_{w,t} - \beta\xi_w \hat{\pi}_{w,t+1}) - \\ - \sigma_L \frac{\lambda_w}{1-\lambda_w} \frac{1}{1-\beta\xi_w} (S_{w,t} - \beta\xi_w S_{w,t+1}).$$

Simplificar esta expresión usando (A.14), (A.15) y (A.16):

$$(A.19) \quad \frac{1}{1-\beta\xi_w} (\hat{w}_t - \beta\xi_w \hat{w}_{t+1}) + \frac{1}{1-\beta\xi_w} \frac{\xi_w}{1-\xi_w} (\hat{\pi}_{w,t} - \beta\xi_w \hat{\pi}_{w,t+1}) - \\ - \frac{1}{1-\beta\xi_w} (\hat{\mu}_{a,t+1} + \hat{\pi}_{t+1}) \\ = \hat{c}_t + \sigma_L \hat{H}_t + \sigma_L \frac{\lambda_w}{1-\lambda_w} \frac{1}{1-\beta\xi_w} \frac{\xi_w}{1-\xi_w} (\hat{\pi}_{w,t} - \beta\xi_w \hat{\pi}_{w,t+1}) - \\ - \sigma_L \frac{\lambda_w}{1-\lambda_w} \frac{1}{1-\beta\xi_w} \beta\xi_w \hat{\pi}_{w,t+1}.$$

La relación entre inflación de precios y salarios, el cambio del salario real y el crecimiento de la tecnología está dada por:

$$(A.20) \quad \hat{w}_t = \hat{w}_{t-1} + \hat{\pi}_{w,t} - \hat{\pi}_t - \hat{\mu}_{a,t}.$$

Utilice esto para sustituir $\hat{\pi}_{t+1}$ en (A.19):

$$\frac{1}{1-\beta\xi_w} (\hat{w}_t - \beta\xi_w \hat{w}_{t+1}) + \frac{1}{1-\beta\xi_w} \frac{\xi_w}{1-\xi_w} (\hat{\pi}_{w,t} - \beta\xi_w \hat{\pi}_{w,t+1}) - \\ - \frac{\beta\xi_w}{1-\beta\xi_w} (\hat{w}_t + \hat{\pi}_{w,t+1} - \hat{w}_{t+1})$$

$$= \hat{c}_t + \sigma_L \hat{H}_t + \sigma_L \frac{\lambda_w}{1 - \lambda_w} \frac{1}{1 - \beta \xi_w} \frac{\xi_w}{1 - \xi_w} (\hat{\pi}_{w,t} - \beta \xi_w \hat{\pi}_{w,t+1}) - \\ - \sigma_L \frac{\lambda_w}{1 - \lambda_w} \frac{1}{1 - \beta \xi_w} \beta \xi_w \hat{\pi}_{w,t+1}.$$

Colección de términos en $\hat{w}_t, \hat{w}_{t+1}, \hat{\pi}_{w,t}, \hat{\pi}_{w,t+1}$:

$$\hat{w}_t + \frac{1}{1 - \beta \xi_w} \frac{\xi_w}{1 - \xi_w} \left(1 - \sigma_L \frac{\lambda_w}{1 - \lambda_w} \right) \hat{\pi}_{w,t} = \hat{c}_t + \sigma_L \hat{H}_t \\ + \frac{\beta \xi_w}{1 - \beta \xi_w} \left(\frac{\xi_w}{1 - \xi_w} + 1 - \sigma_L \frac{\lambda_w}{1 - \lambda_w} \left[\frac{\xi_w}{1 - \xi_w} + 1 \right] \right) \hat{\pi}_{w,t+1}$$

o, después de simplificar,

$$\hat{w}_t + \frac{1}{1 - \beta \xi_w} \frac{\xi_w}{1 - \xi_w} \left(1 - \sigma_L \frac{\lambda_w}{1 - \lambda_w} \right) \hat{\pi}_{w,t} = \hat{c}_t + \sigma_L \hat{H}_t \\ + \frac{\beta \xi_w}{1 - \beta \xi_w} \frac{1}{1 - \xi_w} \left(1 - \sigma_L \frac{\lambda_w}{1 - \lambda_w} \right) \hat{\pi}_{w,t+1}.$$

Deje

$$\kappa_w = \frac{(1 - \xi_w)(1 - \beta \xi_w)}{\beta \xi_w}.$$

Multiplicar la expresión previa por κ_w y reacomodar:

$$\left(1 - \sigma_L \frac{\lambda_w}{1 - \lambda_w} \right) \hat{\pi}_{w,t} = \kappa_w (\hat{c}_t + \sigma_L \hat{H}_t - \hat{w}_t) + \left(1 - \sigma_L \frac{\lambda_w}{1 - \lambda_w} \right) \hat{\pi}_{w,t+1}.$$

Al dividir ambos lados por el coeficiente en $\hat{\pi}_{w,t+1}$ obtenemos la curva de Phillips de salarios:

$$(A.21) \quad \hat{\pi}_{w,t} = \frac{\kappa_w}{1 + \sigma_L \frac{\lambda_w}{\lambda_w - 1}} (\hat{c}_t + \sigma_L \hat{H}_t - \hat{w}_t) + \beta \hat{\pi}_{w,t+1}.$$

REFERENCIAS

- Adalid, Ramon, y Carsten Detken (2007), *Liquidity Shocks and Asset Price Boom/Bust Cycles*, European Central Bank (Working Paper, núm. 732).
- Alexopoulos, Michelle (2007), *Believe it Or Not! The 1930s Was a Technologically Progressive Decade*, texto mimeografiado, Department of Economics, University of Toronto.
- Barlevy, Gadi (2008), *A Leverage-based Model of Speculative Bubbles*, Federal Reserve Bank of Chicago (Working Paper, num. 2008-01).
- Barsky, Robert B., y Eric R. Sims (2010), *News Shocks and Business Cycles*, texto mimeografiado, University of Notre Dame, 22 de julio.
- Beaudry, Paul, y Franck Portier (2004), "An exploration into Pigou's Theory of Cycles", *Journal of Monetary Economics*, vol. 51, núm. 6, septiembre, pp. 1183-1216.
- Beaudry, Paul, y Franck Portier (2006), "News, Stock Prices and Economic Fluctuations", *The American Economic Review*, vol. 96, núm. 4, septiembre, pp. 1293-1307.
- Bernanke, Ben S., y Mark Gertler (1999), "Monetary Policy and Asset Volatility", *Economic Review* (Federal Reserve Bank of Kansas City), cuarto trimestre, vol. 84, núm. 4, pp. 17-52.
- Bernanke, Ben S., y Mark Gertler (2001), "Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?", *The American Economic Review*, Papers and Proceedings of the Hundred Thirteenth Annual Meeting of the American Economic Association, vol. 91, núm. 2, mayo, pp. 253-257.
- Bernanke, Ben, Mark Gertler, y Simon Gilchrist (1999), "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework", en John B. Taylor y Michael Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, North-Holland, Elsevier Science, Amsterdam, New York y Oxford, pp. 1341-93.
- Bordo, Michael D., y David C. Wheelock (2004), "Monetary Policy and Asset Prices: A Look Back at Past U.S. Stock Market Booms", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 86, núm. 6, noviembre/diciembre, pp. 19-44.
- Bordo, Michael D., y David C. Wheelock (2007), "Stock Market Booms and Monetary Policy in the Twentieth Century",

- Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 89, núm. 2, marzo/abril, pp. 90-122.
- Cecchetti, Stephen G., Hans Genberg, John Lipsky y Sushil Wadhvani (2000), *Asset Prices and Central Bank Policy*, Center for Economic Policy Research, London (released in working paper form as Geneva Report on the World Economy, No. 2).
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum y Charles L. Evans (2005), "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy", *Journal of Political Economy*, vol. 113, núm. 1, pp. 1-45.
- Christiano, Lawrence J., e Ippei Fujiwara (2006), *The Bubble, Overinvestment, Reduction in Working Hours, and the Lost Decade* (en japonés), Bank of Japan (Working Papers Series, núm. 06-J-8).
- Christiano, Lawrence J., Roberto Motto y Massimo Rostagno (2007), *Two Reasons Why Money and Credit May be Useful in Monetary Policy*, NBER (Working Paper, núm. 13502).
- Christiano, Lawrence, Cosmin Ilut, Roberto Motto y Massimo Rostagno (2008), *Monetary Policy and Stock Market Boom-Bust Cycles*, European Central Bank, octubre (Working Paper, núm. 955).
- Christiano, Lawrence, Mathias Trabandt y Karl Walentin, "DSGE Models for Monetary Policy", en Benjamin Friedman and Michael Woodford, *Handbook of Monetary Economics* (próxima publicación).
- Clarida, Richard, Jordi Gali y Mark Gertler (1999), "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Literature*, vol. XXXVII, diciembre, pp. 1661-1707.
- Eichengreen, Barry (2009), *The Financial Crisis and Global Policy Reforms*, octubre.
- Erceg, Christopher J., Dale W. Henderson, y Andrew T. Levin (2000), "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts", *Journal of Monetary Economics*, vol. 46, pp. 281-313.
- Evans, Charles (2010), *Letter to 10 Senators Discussing Financial Reform*; disponible en: http://www.chicagofed.org/webpages/utilities/newsroom/news_releases/2010/03.04_ce_letter_release.cfm.

- Geanakoplos, John (2009), "The Leverage Cycle", en Daron Acemoglu, Kenneth Rogoff y Michael Woodford (eds.), *NBER Macroeconomic Annual*, vol. 24, University of Chicago Press, pp. 1-65.
- Hirtle, Beverly, Til Schuermann y Kevin Stiroh (2009), *Macroprudential Supervision of Financial Institutions: Lessons from the SCAP*, Federal Reserve Bank of New York, noviembre (Staff Report, núm. 409).
- Ramey, Valerie (2009), *Defense News Shocks, 1939-2008: Estimates Based on News Sources*, texto mimeografiado, octubre.
- Ramey, Valerie (2011), "Identifying Government Spending Shocks: It's All in the Timing", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 126, núm. 1, febrero, pp. 1-50.
- Schwert, G. William (1990), "Indexes of United States Stock Prices from 1802 to 1987", *Journal of Business*, vol. 63, Julio, pp. 399-426.
- Shirakawa, Masaaki (2010), *Revisiting the Philosophy behind Central Bank Policy*, Speech at the Economic Club of New York, 22 de abril; disponible en: <http://www.boj.or.jp/en/type/press/koen07/ko1004e.htm>.
- Smets, Frank, y Raf Wouters (2007), "Shocks and Frictions in U.S. Business Cycles", *American Economic Review*, vol. 97, núm. 3, pp. 586-606.
- White, William R. (2009), *Should Monetary Policy Lean or Clean?*, BIS, abril (Working Paper, núm. 205).
- Woodford, Michael (2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.

MIEMBROS DEL CEMLA

ASOCIADOS

Banco Central de la República Argentina	Banco Central de Reserva de El Salvador
Centrale Bank van Aruba	Banco de Guatemala
Central Bank of the Bahamas	Bank of Guyana
Central Bank of Barbados	Banque de la République d'Haïti
Central Bank of Belize	Banco Central de Honduras
Banco Central de Bolivia	Bank of Jamaica
Banco Central do Brasil	Banco de México
Eastern Caribbean Central Bank	Banco Central de Nicaragua
Cayman Islands Monetary Authority	Banco Central del Paraguay
Banco Central de Chile	Banco Central de Reserva del Perú
Banco de la República (Colombia)	Banco Central de la República Dominicana
Banco Central de Costa Rica	Centrale Bank van Suriname
Banco Central de Cuba	Central Bank of Trinidad and Tobago
Centrale Bank van Curaçao en Sint Maarten	Banco Central del Uruguay
Banco Central del Ecuador	Banco Central de Venezuela

COLABORADORES

Bancos centrales

Deutsche Bundesbank (Alemania)	De Nederlandsche Bank (Países Bajos)
Bank of Canada	Bangko Sentral ng Pilipinas
Banco de España	Banco de Portugal
Federal Reserve System (Estados Unidos)	Sveriges Riksbank (Suecia)
Banque de France	Swiss National Bank
Banca d'Italia	European Central Bank

Otras instituciones

Superintendencia de Bancos y Seguros (Ecuador)	Banco Centroamericano de Integración Económica
Superintendencia del Sistema Financiero (El Salvador)	Banco Latinoamericano de Comercio Exterior, S. A.
Superintendencia de Bancos (Guatemala)	Corporación Andina de Fomento
Comisión Nacional de Bancos y Seguros (Honduras)	Deutscher Genossenschafts- und Raiffeisenverband e. V. (Confederación Alemana de Cooperativas)
Superintendencia de Bancos (Panamá)	Fondo Latinoamericano de Reservas
Superintendencia de Bancos (República Dominicana)	

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS
Asociación Regional de Bancos Centrales

www.cemla.org