

**UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA**  
**FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y DE ADMINISTRACIÓN**

**Tesis para optar al título de Licenciado en Economía**  
**ASIMETRÍAS EN EL *PASS-THROUGH* DE TIPO DE CAMBIO**  
**A PRECIOS EN URUGUAY**

**LUIS FRONES**

**JAVIER GLEJBERMAN**

**BIBIANA LANZILOTTA, Ec.**

**Montevideo, Uruguay**

**2011**

**PÁGINA DE APROBACIÓN**

**FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y DE ADMINISTRACIÓN**

El tribunal docente integrado por los abajo firmantes aprueba la Tesis de Investigación:

Título

.....  
.....

Autores

.....  
.....

Tutor

.....

Carrera

.....

Puntaje

.....

Tribunal

Profesor..... (Nombre y firma)

Profesor..... (Nombre y firma)

Profesor..... (Nombre y firma)

Fecha:

## **AGRADECIMIENTOS**

Deseamos agradecer de manera muy especial a nuestra tutora Bibiana Lanzilotta, por su disposición para ayudarnos desde un primer momento y por habernos guiado en este proceso, dedicándonos su conocimiento y su tiempo.

En segundo lugar, queremos agradecer a nuestros compañeros de trabajo, familia y amigos por su apoyo y motivación.

## TABLA DE CONTENIDO

I. Introducción.....	1
II. Marco teórico.....	5
II.1 Canal del tipo de cambio.....	6
II.2 Determinantes del <i>pass-through</i> .....	10
III. Antecedentes bibliográficos.....	16
III.1 Evidencia empírica a nivel internacional.....	16
III.2 Evidencia empírica regional.....	23
III.3 Evidencia empírica para Uruguay.....	30
IV. Evolución de la política monetaria en Uruguay: 1985-2010.....	39
IV.1 Objetivo de tipo de cambio real: 1985-1990.....	39
IV.2 Plan de estabilización: 1991-2002.....	40
IV.3 Política monetaria activa: 2003-2011.....	42
V. Marco analítico y metodológico.....	47
V.1 La curva de Phillips.....	48
V.2 Descripción de la metodología <i>TAR</i> .....	51
VI. Resultados.....	55
VI.1 Descripción de los datos.....	55
VI.2 Modelo lineal.....	61

VI.3 Modelos no lineales.....	63
VI.3.1 Modelización no lineal 1: Variación del tipo de cambio.....	63
VI.3.2 Modelización no lineal 2: Inflación.....	66
VI.3.3 Modelización no lineal 3: Volatilidad del tipo de cambio.....	72
VI.3.4 Modelización no lineal 4: Brecha de producto.....	77
VII. Conclusiones.....	80
Referencias bibliográficas.....	85
Anexos.....	89

## RESUMEN

El objetivo del presente trabajo es aportar evidencia sobre el comportamiento del *pass-through* de tipo de cambio a precios en Uruguay. Así, partiendo de la estimación de una curva de Phillips de corto plazo entre 1987 y 2010, se utilizó la metodología de modelos autorregresivos con umbrales, *TAR (Threshold autoregressive models)*, para estudiar asimetrías en el comportamiento del *pass-through* en función de distintos estados de variables macroeconómicas relacionadas. En concreto, se indagó sobre la existencia de no linealidades en el traslado del tipo de cambio a precios en función de la propia magnitud de la depreciación cambiaria, del nivel de inflación, de la volatilidad del tipo de cambio y de la brecha de producto. Asimismo, se investigó sobre los efectos que el cambio de régimen monetario-cambiario en 2002 pudo haber provocado en dicho coeficiente. Los resultados encontrados indican que, en nuestro país en el período considerado, el *pass-through* ha observado un comportamiento asimétrico en los diversos estados de las variables mencionadas. El traslado de tipo de cambio a precios es más grande cuanto mayor la magnitud de la depreciación, mayor el nivel de inflación, menor la volatilidad del tipo de cambio, así como cuando el nivel de actividad económica se encuentra por sobre su tendencia de largo plazo. Por último, se constata una caída del *pass-through* a partir del cambio de régimen monetario en 2002.

**PALABRAS CLAVE:** Inflación, tipo de cambio, *pass-through*, asimetrías, modelos *TAR (Threshold autoregressive models)*.

## I. INTRODUCCIÓN

Numerosos estudios señalan que la consecución de niveles bajos de inflación resulta clave para lograr un ambiente macroeconómico estable, que redunde en un sostenido crecimiento de la actividad económica. Así, el control de la inflación constituye en nuestro país el principal objetivo de la autoridad monetaria. Si bien la inflación se ha ubicado por debajo de 10% en los últimos años, la historia económica del Uruguay presenta fuertes aumentos de los precios en distintos períodos. No obstante los avances de la política monetaria en el manejo de esta variable, continúa siendo relevante profundizar en el comportamiento y los posibles determinantes de la inflación en nuestro país. Ello adquiere aún más relevancia si se tiene en cuenta el cambio observado en la conducción de la política monetaria post-crisis 2002-2003, que abandona el plan de estabilización basado en el tipo de cambio que regía desde principios de los noventa y se acerca paulatinamente hacia un régimen de *inflation targeting*.

De acuerdo a Bernanke (2003), un esquema de *inflation targeting* consiste en la adopción de un marco de política monetaria en el cual las autoridades toman las decisiones guiadas por una “discrecionalidad acotada”<sup>1</sup>. Este concepto implica, por un lado, el libre accionar del Banco Central en el uso de los instrumentos disponibles para enfrentar shocks de corto pla-

---

<sup>1</sup> Traducción propia de Bernanke (2003).

zo que pudieran afectar la volatilidad del producto y del empleo. No obstante, el Banco Central debe mantener un fuerte compromiso con la estabilidad de los precios, al que quedan supeditados el resto de los objetivos.

Este tipo de régimen también contempla la implementación de una efectiva comunicación con el público, de modo de lograr mayor transparencia en las decisiones tomadas por las autoridades. Así, la fijación de una meta cuantitativa de inflación y el compromiso de alcanzarla, unida a una adecuada estrategia de comunicación, constituyen requisitos básicos para dotar al Banco Central de reputación y credibilidad. Dichos atributos inciden en las expectativas de los agentes, permitiendo que los anuncios de objetivos de inflación sean el ancla del sistema.

Por otra parte, varios autores coinciden en resaltar la característica *forward-looking* (por oposición a *backward-looking*) del régimen de *inflation targeting*. En efecto, si se acepta que las acciones de política monetaria demoran determinado tiempo en surtir efecto, el compromiso de mantener la inflación controlada requiere actuar en forma preventiva. De hecho, según Aboal, Lorenzo y Noya (2002), la implementación de *inflation targeting* presenta como requisitos la elaboración de modelos de predicción de inflación y un conocimiento profundo de los canales de transmisión de la política monetaria, exigencias que a su juicio no son necesarias en otros regímenes monetarios.



En este marco, el presente trabajo pretende profundizar y aportar evidencia sobre el mecanismo de transmisión de las variaciones del tipo de cambio nominal a los precios en nuestro país, lo que adquiere especial importancia si se tiene en cuenta la mayor flexibilidad cambiaria que presenta la economía uruguaya desde 2002. En particular, se intentará responder la siguiente pregunta: **¿presenta el *pass-through* un comportamiento asimétrico en Uruguay?** Es decir, el objetivo principal del estudio no consiste en estimar el coeficiente de *pass-through* en un período determinado, sino en investigar posibles condiciones macroeconómicas bajo las que éste se comporte en forma diversa. Concretamente, se tratará de dilucidar si el *pass-through* se comporta asimétricamente ante diversos estados de algunas variables macroeconómicas relevantes:

- Variación del tipo de cambio nominal
- Inflación
- Volatilidad del tipo de cambio nominal
- Brecha de producto

Adicionalmente, se investiga si el cambio de régimen monetario-cambiario a partir del año 2002 repercutió en el comportamiento del *pass-through*.

El resto del documento se estructura de la siguiente manera. En el capítulo II se presenta el canal de transmisión del tipo de cambio a precios y se

describen los posibles determinantes del *pass-through*. El capítulo III repasa antecedentes sobre el tema, haciendo hincapié en la literatura que investiga asimetrías en el comportamiento del *pass-through*. El capítulo IV contiene una breve reseña de los regímenes de política monetaria-cambiaria que se sucedieron en nuestro país en el período 1985-2010. En el capítulo V se describe el marco analítico y metodológico utilizado en la investigación. Por último, en los capítulos VI y VII se presentan los resultados encontrados y las conclusiones respectivamente.

## II. MARCO TEÓRICO

En las últimas décadas la política monetaria ha ganado adeptos a nivel académico y político como potencial estabilizador de la economía<sup>2</sup>. Ello se debe básicamente a dos motivos. En primer lugar, la política fiscal ha perdido margen de acción debido a la aparición de grandes y recurrentes déficits fiscales tanto en las economías desarrolladas como emergentes. Adicionalmente, el desconocimiento sobre el *timing* de la política fiscal, así como su posible uso político, constituyen otros factores relevantes al momento de explicar la impericia de dicha herramienta como estabilizador<sup>3</sup>. En segundo lugar, el control de la inflación se ha vuelto el objetivo prioritario de las autoridades bancocentralistas, por lo que a la política monetaria se le ha asignado un rol protagónico en la macroeconomía actual.

La vasta literatura sobre el tema reconoce al menos cinco grandes canales de transmisión de la política monetaria, reconociendo que ésta tiene efectos sobre las variables reales en el corto y/o mediando plazo. Ellos son:

- Canal de la tasa de interés

---

<sup>2</sup> Mishkin (1996) y Madrigal, Torres y Villalobos (1999).

<sup>3</sup> No obstante, el estallido de la crisis internacional de 2008-2009 ha motivado la aplicación de importantes estímulos fiscales para contrarrestar la caída de la absorción privada en numerosas economías desarrolladas y emergentes.

- Canal del crédito
- Canal del tipo de cambio
- Canal del precio de otros activos
- Canal de expectativas

Si bien no constituye un objetivo del presente trabajo ahondar en los aspectos formales de los mecanismos de transmisión, sí resulta conveniente señalar que cuando se usa este concepto se hace referencia al proceso mediante el cual las acciones de política de los bancos centrales afectan la demanda agregada y la inflación. A su vez, y con la intención de enmarcar teóricamente la presente investigación, a continuación se describe someramente el canal del tipo de cambio.

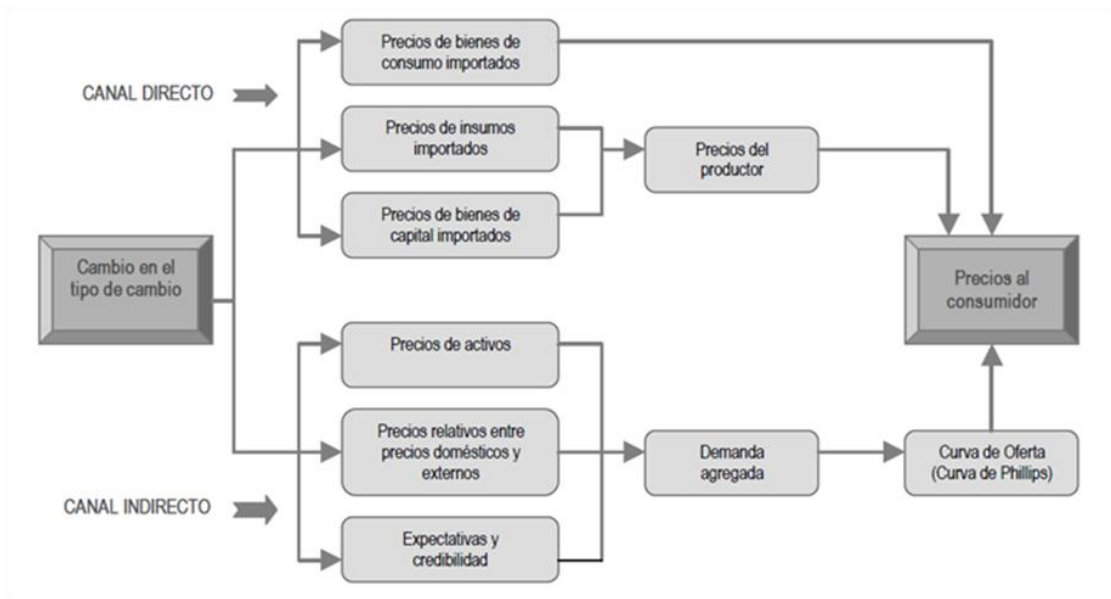
## **II.1 Canal del tipo de cambio**

Siguiendo la argumentación de Miller (2003)<sup>4</sup>, el impacto de las variaciones del tipo de cambio sobre los precios se da a través de un canal directo y otro indirecto.

---

<sup>4</sup> Para la descripción del canal del tipo de cambio también se recogieron conceptos de Varela y Vera (2002) y de Madrigal, Torres y Villalobos (1999).

Figura 1



Fuente: Miller (2003)

El **canal directo** se refiere al impacto que tiene una variación del tipo de cambio sobre el precio de los bienes importados, tanto de consumo final como intermedios. En el primer caso, el efecto se traslada directamente hacia el Índice de Precios del Consumo (IPC) y la magnitud de éste depende de cuánto ponderen los bienes importados en la canasta de consumo y del grado de sustitución entre éstos y los bienes nacionales. Adicionalmente, se debe tener en cuenta el impacto que sobre el IPC tiene una variación del tipo de cambio en los precios de los bienes fijados en dólares (en nuestro país típicamente los electrodomésticos y los automóviles). De hecho, si bien el precio de estos bienes se releva en dólares, en la metodología de cálculo del IPC son expresados en moneda nacional.

En tanto, una variación cambiaria también afecta la estructura de costos de las empresas, a través de cambios en los precios de los insumos y de los bienes de capital importados. En este caso, el impacto sobre los precios del productor depende del peso de estos bienes en el proceso de producción, así como de la posibilidad de sustituirlos por equivalentes nacionales. Finalmente, los cambios en los costos se trasladan en mayor o menor medida al IPC dependiendo de la elección de las firmas entre alterar sus márgenes de ganancia o modificar sus precios.

Por su parte, el **canal indirecto** actúa presionando a la demanda agregada y dada una determinada curva de oferta, se afectan los precios. Un primer mecanismo se da a través de cambios en los precios relativos entre bienes importados y de producción nacional. Al aumentar el tipo de cambio, se encarecen los bienes importados en relación a los nacionales, induciendo un cambio en la estructura de gasto de los consumidores a favor de la producción doméstica. A su vez, en una economía pequeña y abierta (tomadora de precios) como Uruguay, la depreciación cambiaria genera un aumento de las exportaciones vía la mejora de la competitividad. La suba de las exportaciones y la caída de las importaciones propician una expansión de la demanda agregada, que se traduce a un alza de los precios. La intensidad de este mecanismo depende de la elasticidad precio de la demanda de exportaciones e importaciones y del grado de apertura de la economía. Concretamente, cuanto más elásticas dichas

curvas y mayor la apertura más profundos serán los impactos sobre la demanda agregada y los precios tras una variación del tipo de cambio.

En forma adicional, un segundo mecanismo hace referencia al efecto de una variación del tipo de cambio sobre el precio de los activos y por ende en la riqueza financiera de los agentes (empresas, familias y sector público) con posición abierta en moneda extranjera. En particular, una suba del tipo de cambio reduce la riqueza de los agentes con pasivos netos en moneda extranjera, al tiempo que ésta aumenta para aquellos con activos netos en moneda extranjera. Así, el efecto de una depreciación cambiaria sobre la demanda agregada y los precios depende de la estructura financiera de la economía.

Finalmente, un aspecto a considerar es el papel de las expectativas de los agentes en la formación de los precios. En efecto, la credibilidad que ostente la autoridad monetaria al realizar anuncios de política económica incide en las expectativas, por lo que el impacto del tipo de cambio sobre la inflación vía los mecanismos anteriormente citados puede verse atenuado si el Banco Central resulta creíble en la persecución del objetivo inflacionario.

A modo de resumen, si se obvia el mecanismo precio de activos que tiene efectos inciertos, el canal del tipo de cambio implica que una depreciación genera una suba del nivel de precios.

## **II.2 Determinantes del *pass-through***

La magnitud en que una variación del tipo de cambio se traslada a la inflación se conoce en la literatura como *pass-through*. Siguiendo a Goldfajn y Werlang (2000), este coeficiente expresa la inflación generada en el período  $j$  por la variación del tipo de cambio en ese período o en anteriores (es decir, permitiendo cierto rezago en la respuesta de la inflación).

Los primeros estudios sobre la cuantificación del *pass-through* se enmarcan en la Ley de un Solo Precio (LSP). Ésta afirma que en un marco de competencia perfecta, ausencia de barreras al comercio y de costos de transporte y países precio-aceptantes, los precios de los bienes transables expresados en la misma moneda se igualan en los distintos mercados.

Matemáticamente, se cumple la siguiente igualdad:  $P=SP^*$ , donde  $P$  es el precio de un producto en el mercado local expresado en moneda nacional,  $P^*$  su precio internacional y  $S$  el tipo de cambio nominal. Entonces, como se considera dado el precio internacional, este enfoque implica un



traspaso total de las variaciones cambiarias a los precios, es decir, un *pass-through* completo.

Sin embargo, la irrealidad de los supuestos subyacentes en la LSP y la constatación empírica de un nivel de *pass-through* incompleto, al menos en el corto y mediano plazo, tornan necesario analizar los factores determinantes de dicho coeficiente. Mientras que algunos autores señalan aspectos microeconómicos vinculados a la estructura de los mercados y al comportamiento de las empresas, otros hacen hincapié en consideraciones de tipo macroeconómicas para explicar el comportamiento del *pass-through*.

Dentro de los **argumentos microeconómicos** se encuentran los siguientes:

- **Estructura de mercado y “pricing to market”**: el grado de concentración de una industria resulta relevante para explicar la existencia de *pass-through* incompleto. En efecto, cuando las firmas operan en mercados imperfectos menos competitivos, éstas podrían absorber las variaciones del tipo de cambio con sus márgenes de ganancia para no perder participación en el mercado. Esta situación alentaría un menor nivel de *pass-through*. En línea con lo anterior, la diferenciación del producto y la presencia de mercados

segmentados permiten a las firmas discriminar los precios (“*pricing to market*”), lo que otorga mayor flexibilidad al momento de ajustar los precios ante una variación cambiaria.

- **Costos de menú:** el ajuste de los precios de venta conlleva determinado costo para las empresas, por lo que fluctuaciones pequeñas y/o transitorias del tipo de cambio podrían no ser trasladadas a precios.
- **Grado de sustitución entre productos importados y nacionales:** en la medida que exista una alta sustitución entre los bienes producidos domésticamente y los importados, una depreciación cambiaria que encarezca estos últimos induciría a las empresas importadoras a no realizar ajustes completos de los precios. De este modo, a mayor sustitución, menor *pass-through*.
- **Peso de los productos importados en la canasta del IPC:** cuánto más alta sea la participación de los bienes importados en la composición del IPC, es de esperar que el *pass-through* resulte mayor. Asimismo, otro elemento a tener en cuenta es el peso de los insumos importados (sin sustitutos a nivel doméstico) en la estructura de costos de las empresas locales. Así, el *pass-through* será más elevado cuanto mayor sea este ratio.

En tanto, numerosos autores señalan que el estado de algunas **variables macroeconómicas** puede alterar la relación entre el tipo de cambio y la inflación. Los casos más citados en la literatura son los siguientes:

- **Ciclo económico:** de acuerdo a Goldfajn y Werlang (2000) la fase cíclica en que se encuentra la economía constituye un factor relevante en el *pass-through* de tipo de cambio a precios. En efecto, cuando la actividad económica se encuentra en la fase expansiva del ciclo, las empresas se mostrarán más dispuestas a trasladar a los precios de venta las variaciones en los costos provenientes de la evolución del tipo de cambio. En contraposición, cuando la economía se sitúa por debajo de su nivel potencial, las empresas tenderán a absorber total o parcialmente los incrementos en los costos, vía reducción del margen de ganancia. Así, el *pass-through* guardaría una relación positiva con la fase cíclica por la que atraviesa la actividad económica.
- **Nivel de inflación:** el contexto inflacionario es el argumento macroeconómico más mencionado para explicar el comportamiento del *pass-through*. Taylor (2000) sostiene que cuando la inflación es baja, las firmas asumen que las variaciones en los costos no son persistentes y por lo tanto no ajustarían los precios con la misma

intensidad y/o frecuencia que en caso contrario, dando lugar a un menor coeficiente de *pass-through*.

- **Desequilibrio del tipo de cambio real:** Borensztein y De Gregorio (1999) indican que el grado en que una depreciación cambiaria se traslada a los precios depende también del “alejamiento” del tipo de cambio real respecto de su valor de equilibrio. En efecto, si el tipo de cambio real se encuentra por debajo del equilibrio (es decir, apreciado), una suba del tipo de cambio nominal podría tener poco efecto sobre los precios, puesto que sería percibida por los agentes como una “situación necesaria” para reequilibrar el tipo de cambio real. En cambio, si éste se encuentra depreciado, un aumento del tipo de cambio nominal se traduciría en mayor medida a los precios. Por lo tanto, cuanto mayor es la apreciación real de la moneda doméstica respecto de su equilibrio, menor sería el *pass-through*.
- **Volatilidad del tipo de cambio:** según Da Silva Correa y Minella (2006), los agentes consideran que las variaciones que sufre el tipo de cambio tienen un carácter más permanente cuando la volatilidad cambiaria es reducida, por lo que se mostrarían más dispuestos a modificar los precios en esas situaciones. En cambio, cuando las fluctuaciones del tipo de cambio son más frecuentes, las firmas ser-

ían más reacias a ajustar los precios, dado el marco de incertidumbre que prevalece sobre la trayectoria futura del tipo de cambio. Así, a mayor volatilidad cambiaria, menor resultaría el *pass-through*.

### III. ANTECEDENTES BIBLIOGRÁFICOS

Existe una vasta cantidad de estudios empíricos sobre los determinantes del *pass-through*, tanto a nivel internacional como regional. En el primer caso, los artículos tratan fundamentalmente sobre la relación entre el *pass-through* y ciertas variables macroeconómicas, aunque se advierte un especial énfasis en testear la hipótesis de Taylor. Estos estudios analizan el fenómeno de forma agregada para un conjunto de países que comparten ciertas características o pertenecen a una determinada región. En contraposición, los trabajos aplicados en América Latina se centran en la investigación de asimetrías en el *pass-through* (específicas para cada país), tratando de asociar los hallazgos encontrados con las particularidades que cada economía presenta. Así, este capítulo comienza con la revisión de estudios internacionales, sigue con investigaciones realizadas para economías de la región y cierra con los principales hallazgos para la economía uruguaya.

#### III.1 Evidencia empírica a nivel internacional

**Taylor (2000)** es uno de los primeros artículos en plantear el vínculo entre el contexto inflacionario y el *pass-through*. Utilizando un modelo microeconómico simple de fijación de precios, encuentra que el *pass-through* a nivel empresarial depende de las expectativas que la firma tenga de cuan

persistente será el cambio en sus costos. Luego, el autor sugiere que la persistencia del incremento de los costos, o persistencia inflacionaria, está relacionada directamente con el nivel de inflación, encontrando evidencia en dicho sentido para la economía norteamericana entre 1960 y 1999. De esta forma, concluye que el *pass-through* agregado resulta menor cuando la inflación se ubica en valores moderados.

A nivel empírico, hay una importante cantidad de autores que contrastan la hipótesis de Taylor para diferentes países y momentos del tiempo. En primer lugar, **Bailliu y Fujii (2004)** investigan si un ambiente inflacionario más estable inducido por cambios en la política monetaria redundaba en un menor coeficiente de *pass-through*. El estudio abarca a un conjunto de 11 países industrializados para el período 1977-2001, utilizando la técnica de datos de panel.

Para identificar cambios en el comportamiento de la inflación derivados de modificaciones en el régimen de política monetaria, los autores utilizan el test de quiebres múltiples desarrollado por Bai y Perron (1998). Así, encuentran para la mayoría de los países de la muestra dos quiebres que marcan una caída de la inflación, a principios de las décadas del 80 y del 90.

Luego, para analizar si el comportamiento del *pass-through* reacciona a cambios en la inflación, se regresa dicho coeficiente contra una serie de variables explicativas, introduciendo en la especificación dos *dummies* (“década del 80” y “década del 90”). Los resultados indican que el *pass-through* cayó como consecuencia de la estabilización de la inflación en la década del 90, pero no con la caída de la inflación en la década del 80. Los autores sugieren como posible explicación para este hallazgo la aplicación de reformas más contundentes en el régimen monetario en varios de los países estudiados en los años 90, entre ellas la adopción de regímenes de *inflation targeting*.

Siguiendo esta línea, **Edwards (2006)** investiga si la implementación de *inflation targeting* en dos países industrializados y cinco emergentes redundó en una caída del *pass-through*. Para ello, se plantea para cada país una ecuación de precios utilizando datos trimestrales desde 1985 a 2005, estimando los coeficientes a través del método *Zellner’s seemingly unrelated regressions*. La especificación incorpora una *dummy*, que toma el valor 1 a partir de la adopción del esquema *inflation targeting*. Los resultados encontrados señalan una caída del *pass-through* en todos los casos estudiados luego de implementarse *inflation targeting*.

Por su parte, **Gagnon e Ihrig (2004)** realizan un profundo estudio sobre el *pass-through*, intentando aportar evidencia sobre la relación entre éste y



el grado de compromiso de la autoridad monetaria por el control de la inflación. El estudio comprende 20 países industrializados, usando datos trimestrales entre 1971 y 2003. En primer lugar, los autores calculan el coeficiente de *pass-through* mediante una ecuación de precios estimada por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para dos sub-muestras, seleccionadas de forma independiente para cada país a partir de quiebres observados en la inflación. De esta manera, encuentran que el *pass-through* cayó para la mayoría de los países cuando el entorno inflacionario se volvió más estable.

Para reforzar lo anterior, se estiman dos ecuaciones en las que se regresa la variación del *pass-through* entre las dos sub-muestras en función de la variación de la media de la inflación por un lado y en función del cambio en el desvío estándar de la inflación por otro lado, resultando ambas variables significativas.

De modo de capturar de forma directa la relación entre el *pass-through* y la reacción del Banco Central ante cambios en la inflación, los autores estiman una regla de política monetaria de tipo Taylor para cada país en los dos períodos. De esta regresión se extrae una estimación de la respuesta de las autoridades monetarias a la inflación, que luego se utiliza como variable explicativa del cambio en el *pass-through* entre las dos sub-muestras. El signo de esta variable resulta negativo, lo que indica que

cuanto mayor es la preocupación de las autoridades monetarias por la inflación, más reducido es el *pass-through*.

**Ca' Zorzi, Hahn y Sánchez (2007)** encuentran evidencia empírica a favor de la hipótesis de Taylor para 12 países emergentes en el período comprendido entre fines de los 70 y comienzos de los 2000 (aunque la muestra difiere según el país considerado). Mediante la aplicación de un modelo VAR (*Vector autoregressive models*), se estima para cada caso el coeficiente de *pass-through* y se observa a priori una relación directa entre el promedio de la inflación en el período considerado y el *pass-through*. Luego, los autores confirman este hallazgo estudiando la correlación entre la inflación y el *pass-through* a través de dos técnicas alternativas (*Pearson product-moment* y *Spearman rank correlation coefficients*).

En un estudio realizado para 25 países de la OCDE, **Campa y Goldberg (2002)** investigan si el *pass-through* responde en mayor medida a factores microeconómicos o macroeconómicos. Utilizando datos trimestrales entre 1975 y 1999, se estima por MCO el coeficiente de *pass-through* mediante una especificación en la que la variable dependiente es la variación del precio de los bienes importados, repitiendo el análisis para cuatro submuestras. Luego, a modo de ver que es lo que determina la diferencia entre los coeficientes hallados para los países se plantea una ecuación donde se regresa la variación del coeficiente de *pass-through* sobre algu-

nas variables macroeconómicas (inflación, crecimiento del dinero, volatilidad del tipo de cambio y producto) y sobre una variable que captura las diferencias en la estructura de las importaciones de cada país (como *proxy* de factores microeconómicos). Así, los autores encuentran que el cambio en la composición de importaciones en el período analizado, donde se advierte un mayor peso de las manufacturas y una menor importancia de la energía, es la única variable que resulta significativa para explicar el comportamiento del *pass-through*, perdiendo peso la hipótesis de Taylor. Esta conclusión está en línea con el mayor *pass-through* encontrado por los autores para las importaciones de energía en relación a las compras de manufacturas.

Por su parte, **Binici y Carrera (2006)** utilizan una ecuación similar a la que emplean Campa y Goldberg (2002) para hallar el *pass-through* sobre los precios al consumidor en 29 países de la OCDE en el período comprendido entre fines de la década del 70 y principios del 2000. Con el objetivo de testear la hipótesis de Taylor, los autores toman dos submuestras separadas por un quiebre en la inflación, de modo similar a lo hecho por Gagnon e Ihrig (2004). De este modo, se constata que en el lapso de alta inflación el *pass-through* resulta mayor para el promedio de los países analizados. Luego, en una segunda etapa, se investigan posibles determinantes macroeconómicos del *pass-through*. Así, se regresa éste contra el promedio de la inflación y su volatilidad, la variabilidad del

tipo de cambio y la apertura comercial de cada país. Los resultados encontrados marcan que las primeras tres variables son significativas para explicar el *pass-through* (siendo la más importante la variabilidad de la inflación), mientras que el grado de apertura no resulta un factor determinante.

En la misma línea, **Goldfajn y Werlang (2000)** estudian los determinantes del *pass-through* para 71 países utilizando la técnica de datos de panel entre 1980 y 1998. Para ello, los autores proponen una especificación en donde la inflación es explicada por el tipo de cambio nominal, el desalineamiento del tipo de cambio real, la brecha de producto, la inflación rezagada y la apertura de la economía. Pero además la ecuación incorpora las “elasticidades cruzadas” entre el tipo de cambio y cada una de las restantes variables mencionadas, de forma de comprender la relación entre estas variables y el *pass-through*. Los resultados señalan que todas las variables analizadas afectan el *pass-through*, aunque en diferente grado. En efecto, para las economías emergentes el factor más importante para explicar el nivel de *pass-through* sería el desalineamiento del tipo de cambio real, mientras que para las economías desarrolladas la inflación se torna la variable de mayor peso en el *pass-through*.

**Figura 2: Sumario de hallazgos a nivel internacional**

Autores	Muestra utilizada	Resultados encontrados	Metodología
Bailliu y Fujii (2004)	11 países industrializados en el período 1977-2001	Los autores encuentran dos quiebres en las series de inflación, a principios de las décadas del 80 y 90. El <i>pass-through</i> cae como consecuencia de la estabilización de la inflación en los 90 (pero no en los 80), lo que se vincula con la adopción de reformas profundas en los regímenes monetarios.	Test de quiebres múltiples de Bai y Perron sobre las series de inflación. Luego, se regresa el <i>pass-through</i> contra una serie de variables explicativas, entre las que cuentan dos <i>dummies</i> , década del 80 y década del 90. Los resultados son agregados mediante la técnica de datos de panel.
Edwards (2006)	Dos países industrializados y cinco emergentes en el período 1985-2005	Se encuentra una caída del <i>pass-through</i> en todos los casos estudiados luego de implementarse <i>inflation targeting</i> .	Se estima una ecuación de precios mediante el método <i>Zellner's seemingly unrelated regressions</i> . La especificación incorpora una <i>dummy</i> , que toma el valor 1 a partir de la adopción del esquema <i>inflation targeting</i> .
Gagnon e Ihrig (2004)	20 países industrializados en el período 1971-2003	Se encuentra una caída del <i>pass-through</i> cuando el entorno inflacionario es más estable. Adicionalmente, se concluye que cuanto mayor es la preocupación de las autoridades monetarias por la inflación, más reducido es el <i>pass-through</i> .	Se estima una ecuación de precios por MCO para dos sub-muestras seleccionadas a partir de cambios en la serie de inflación. Posteriormente, se estima un regla de política monetaria de tipo Taylor, de la que se extrae una variable que mide la respuesta de las autoridades monetarias ante la inflación.
Ca'Zorzi, Hahn y Sánchez (2007)	12 países emergentes entre fines de la década del 70 y principios del 2000	Se encuentra evidencia a favor de la hipótesis de Taylor, detectando una relación directa entre la inflación y el <i>pass-through</i> .	Se aplica un modelo VAR y luego se estima la correlación entre la inflación y el <i>pass-through</i> mediante dos técnicas, <i>Pearson product-moment</i> y <i>Spearman rank correlation coefficients</i> .
Campa y Goldberg (2002)	25 países de la OCDE en el período 1975-1999	El cambio en la estructura de las importaciones (como <i>proxy</i> de factor microeconómico) es la única variable relevante para explicar la caída del <i>pass-through</i> a lo largo de la muestra.	Se regresa por MCO la variación del coeficiente de <i>pass-through</i> hallado en cuatro sub-muestras contra variables macroeconómicas y se incluye una variable que captura la estructura importadora de los países.
Binici y Carrera (2006)	29 países de la OCDE entre fines de la década del 70 y principios del 2000	La inflación, su volatilidad y la variabilidad del tipo de cambio resultan significativas para explicar el <i>pass-through</i> . En tanto, el nivel de apertura de la economía no es determinante.	Se regresa por MCO el <i>pass-through</i> contra una serie de variables macroeconómicas.
Goldfajn y Werlang (2000)	71 países entre 1980 y 1998	Para las economías emergentes el factor más importante para explicar el nivel de <i>pass-through</i> sería el desalineamiento del tipo de cambio real, mientras que para las economías desarrolladas la inflación se torna la variable de mayor peso en el <i>pass-through</i> .	Se estima una ecuación de precios explicada por el tipo de cambio nominal, el desalineamiento del tipo de cambio real, la brecha de producto, la inflación rezagada, la apertura de la economía, pero además se incorporan las elasticidades cruzadas entre el tipo de cambio nominal y las restantes variables.

Fuente: Elaboración propia.

### III.2 Evidencia empírica regional

León, Morera y Ramos (2001) analizan los determinantes del *pass-through* para la economía costarricense entre 1991 y 2001. Utilizando la misma especificación que emplean Goldfajn y Werlang (2000) y estimando por MCO, los autores también encuentran que el desalineamiento del

tipo de cambio real representa el determinante más importante del *pass-through*, lo cual está en línea con los hallazgos de Goldfajn y Werlang (2000). Por su parte y en contraposición a la mayoría de la evidencia a nivel internacional, este artículo concluye que la inflación no resulta significativa para explicar el *pass-through*, lo que los autores matizan argumentando que durante el período de estudio los cambios en la inflación no fueron tan bruscos como para poder captar tal efecto.

**Winkelried (2003)** testea la existencia de asimetrías en el comportamiento del *pass-through* respecto de algunas variables macroeconómicas, recogiendo datos mensuales entre 1993 y 2002 para la economía peruana. La metodología adoptada consiste en la estimación de un modelo *STVAR* (*Smooth transition vector autoregressive models*), que permite capturar la existencia de no linealidades en el *pass-through* ante diversos estados de la economía. Los resultados encontrados indican que el coeficiente de *pass-through* efectivamente se altera de acuerdo al nivel de otras variables, entre las que cuentan el tamaño de la perturbación cambiaria, el ciclo económico, el desalineamiento del tipo de cambio real y la dinámica inflacionaria. Concretamente, una depreciación mensual mayor a 2,5% es transmitida a los precios minoristas en 25% en un año, mientras que cuando la depreciación es menor a ese umbral, el *pass-through* desciende a 8%. De manera similar, cuando el tipo de cambio real se sitúa por debajo de su equilibrio, el *pass-through* a un año resulta de 16%, mientras

que cuando el tipo de cambio real se encuentra sobrevaluado el *pass-through* asciende a 22%. Conclusiones en línea con lo esperado a nivel teórico se observan cuando se estudia la relación entre el *pass-through* con el ciclo económico y el entorno inflacionario respectivamente. En este sentido, el autor señala que el reducido nivel de *pass-through* en el período analizado puede ser atribuido en gran medida a una caída de la inflación, pero también a una adecuada conducción de la política monetaria. En efecto, la efectividad de las autoridades bancocentralistas en la consecución de la meta inflacionaria (definida como la diferencia entre la inflación observada y el valor objetivo) también es una importante fuente de asimetrías en el comportamiento del *pass-through*. Concretamente, cuando el desvío de la inflación respecto de su meta es mayor en relación a un año atrás (reducción de la efectividad del Banco Central), el *pass-through* se sitúa en 22% a un año, al tiempo que dicho coeficiente desciende a 9% en caso contrario.

En una investigación para la economía venezolana, **Mendoza (2004)** estudia las asimetrías en el comportamiento del *pass-through* en el período 1989-2002. Utilizando un modelo *LSTVAR* (*Logistic smooth transition vector autoregressive models*), se propone investigar la no linealidad del *pass-through* respecto de un estado inicial de la economía (en relación al comportamiento de una variable), del tamaño de la perturbación en la tasa de depreciación y del signo de la misma. En una primera etapa define,

mediante una prueba de linealidad<sup>5</sup>, diferentes estados iniciales de la economía para tres variables: la variación acumulada de reservas internacionales, el cambio en el nivel de inflación y la variación de la tasa de depreciación. Luego, utilizando la técnica *bootstrapping* (Koop, Pesaran y Potter, 1996) estima coeficientes de *pass-through* para los diferentes estados de la economía que surgen como respuesta de perturbaciones de diferente tamaño (una y tres desviaciones estándar) y signo en la tasa de depreciación. El autor encuentra importantes asimetrías del *pass-through* respecto a la variación de reservas. En particular, éste es prácticamente nulo ante un choque pequeño y positivo en la tasa de depreciación siempre que el nivel de reservas sea estable o creciente. En tanto, este mismo choque en una situación de pérdida de reservas genera un *pass-through* de 30,7% a un año.

Cuando la inflación es la variable que define el estado de la economía, los hallazgos se encuentran en línea con la hipótesis de Taylor si la perturbación en la depreciación es pequeña y positiva. Así, con la inflación descendiendo el *pass-through* a dos años se sitúa en 29,8%, en tanto en presencia de un nivel de inflación creciente el *pass-through* asciende a 39,2% en igual período.

---

<sup>5</sup> Los autores estiman el modelo *STR* (*Smooth transition regressive models*) en tres etapas generales. Se aplica la prueba de linealidad sobre los modelos *STR* siguiendo el procedimiento de la prueba de tercer orden propuesto por Luukkonen, Saikkonen y Teräsvirta (1988).



Finalmente, también se encuentran importantes asimetrías al considerar la tasa de depreciación como variable de estado. En efecto, cuando la economía transita una situación de estabilidad cambiaria, el *pass-through* ante choques positivos resulta mayor que en momentos de ascenso de la tasa de depreciación (en línea con lo señalado a nivel teórico). Otro resultado interesante que se desprende de la investigación es que el *pass-through* de una apreciación fuerte cuando el tipo de cambio está subiendo se sitúa en 49,3% al año, lo que revela que políticas de estabilización del tipo de cambio tendrían un impacto importante en el control de la inflación.

**García y Restrepo (2001)** buscan dar respuesta al débil impacto que la depreciación del peso chileno desde 1997 tuvo sobre la inflación y determinar si este menor *pass-through* es una característica permanente de la economía chilena. Para ello estiman una ecuación de precios utilizando datos del período 1986-2001. La misma incorpora un modelo de competencia imperfecta donde las firmas ajustan sus precios de forma lenta, siguiendo el modelo de Rotemberg (1982). Luego, para ver el efecto del tipo de cambio en la inflación, simulan en base a la estimación previa un shock permanente de 10% en el tipo de cambio nominal. Los autores concluyen que el *pass-through* depende positivamente de la actividad económica, por lo que el efecto inflacionario de la depreciación chilena se ve compensado por una brecha de producto negativa en el período 1997-2001.

Por su parte, **Bravo y García (2002)** estudian el impacto de la política monetaria sobre los precios y el crecimiento económico en Chile, y luego estiman el coeficiente de *pass-through*, obteniendo conclusiones similares a las presentadas anteriormente. Utilizando un modelo VAR para el período 1986-2001 y simulando un shock permanente del 1% sobre el tipo de cambio nominal, los autores encuentran un *pass-through* relativamente bajo, de 20% en dos años. Para ver como este valor es afectado por la actividad económica, estiman el modelo hasta 1997, período de crecimiento más pronunciado, encontrando un valor cercano a 26% en dos años. Por último, para testear la hipótesis de Taylor, estiman el modelo para un período donde la inflación fue siempre superior al 10%. En este caso, el *pass-through* asciende a 30% en dos años.

**Da Silva Correa y Minella (2006)** analizan las asimetrías del *pass-through* en Brasil para el período 1995-2005. La metodología utilizada se basa en la aplicación de modelos TAR (*Threshold autoregressive models*). Así, se estiman tres especificaciones de una curva de Phillips utilizando como variables umbral la brecha de producto, la variación del tipo de cambio nominal y su volatilidad.

Los resultados sugieren que el *pass-through* se comporta de forma asimétrica respecto del ciclo económico. Más precisamente, cuando la brecha de producto está por encima de -1,89% (respecto de la tendencia de largo

plazo) el *pass-through* para el siguiente trimestre alcanza el valor de 9%, mientras que es prácticamente nulo cuando se está por debajo del umbral.

La segunda estimación, que utiliza como umbral la variación del tipo de cambio, muestra un *pass-through* para el próximo trimestre de 11% cuando la depreciación trimestral supera a 2,1%. En cambio, dicho coeficiente no es estadísticamente significativo con depreciaciones inferiores a ese nivel o apreciaciones de la moneda local.

Por último, al considerar las asimetrías con respecto a la volatilidad del tipo de cambio, los autores encuentran que a partir de una volatilidad trimestral superior a 0,07% el *pass-through* es considerablemente más pequeño que en períodos de mayor estabilidad cambiaria. Este resultado se encuentra en línea con lo encontrado por Mendoza (2004) para la economía venezolana.

En otro estudio para la economía brasileña, **Nogueira (2010)** aporta evidencia sobre el comportamiento asimétrico del *pass-through* con respecto al nivel de la inflación. Para una muestra que abarca el período 1995-2007, estima un modelo *LSTR* (*Logistic smooth transition regression models*) con la inflación rezagada como variable de transición. Los resultados encontrados están en línea con la hipótesis de Taylor, cuando la inflación

del trimestre pasado es superior a 2,6%, el *pass-through* de largo plazo se sitúa en 40%, mientras que cuando está por debajo de ese umbral, el *pass-through* de largo plazo se ubica en 8%.

**Figura 3: Sumario de hallazgos a nivel regional**

Autores	Muestra utilizada	Resultados encontrados	Metodología
León, Morera y Ramos (2001)	Economía costarricense en el período 1991-2001	El desalineamiento del tipo de cambio real resulta el determinante de mayor peso para explicar el <i>pass-through</i> . Por otra parte, la inflación no es estadísticamente significativa como determinante.	Se estima una ecuación de precios explicada por el tipo de cambio nominal, el desalineamiento del tipo de cambio real, la brecha de producto, la inflación rezagada, la apertura de la economía, pero además se incorporan las elasticidades cruzadas entre el tipo de cambio nominal y las restantes variables.
Winkelried (2003)	Economía peruana con datos desde 1993 a 2002	El <i>pass-through</i> se comporta de forma asimétrica respecto al tamaño de la perturbación cambiaria, ciclo económico, desalineamiento del tipo de cambio real y la dinámica inflacionaria.	Se estima un modelo <i>STVAR</i> .
Mendoza (2004)	Economía venezolana en el período 1989-2002	El <i>pass-through</i> se comporta de forma asimétrica respecto a la variación de las reservas internacionales, inflación y variación del tipo de cambio.	Se estima un modelo <i>LSTVAR</i> . Mediante la técnica de <i>bootstrapping</i> (Koop, Pesaran y Potter, 1996) se estiman coeficientes de <i>pass-through</i> para los diferentes estados de la economía que surgen como respuesta de perturbaciones cambiarias de diferente tamaño y signo.
García y Restrepo (2001)	Economía chilena con datos de 1986-2001	El <i>pass-through</i> depende positivamente del nivel de actividad económica.	Se estima una ecuación de precios que incorpora un marco de competencia imperfecta.
Bravo y García (2002)	Economía chilena en el período 1986-2001	El <i>pass-through</i> se ve afectado por el nivel de inflación y el crecimiento económico.	Se estima un modelo <i>VAR</i> .
Da Silva Correa y Minella (2006)	Economía brasileña con datos de 1995-2005	El <i>pass-through</i> se comporta de forma asimétrica ante el ciclo económico, la variación del tipo de cambio y su volatilidad.	Se estima un modelo <i>TAR</i> .
Nogueira (2010)	Economía brasileña con datos desde 1995 a 2007	Encuentra evidencia a favor de la hipótesis de Taylor.	Se estima un modelo <i>LSTR</i> .

Fuente: Elaboración propia.

### III.3 Evidencia empírica para Uruguay

En esta sección se hace un repaso de los estudios más recientes sobre los canales de transmisión de la política monetaria en nuestro país. Si bien el presente trabajo se enmarca dentro del canal del tipo de cambio, se consideró pertinente la inclusión de ciertas investigaciones sobre el

funcionamiento de otros mecanismos de transmisión, de modo de alcanzar una comprensión cabal de cómo opera la política monetaria en nuestro país.

**Zunino (2009)** investiga que rol jugó la política monetaria en la reducción de la volatilidad macroeconómica (en términos de la inflación y el producto) entre 1985 y 2009. Siguiendo la metodología propuesta por Cecchetti, Flores Lagunes y Krause (2004), estima una frontera de eficiencia de varianzas del producto y la inflación. Así, propone un indicador de mejora de la eficiencia de la política monetaria, que permite comparar el desempeño de ésta en diferentes períodos. Los resultados encontrados sugieren que la política monetaria habría tenido un papel clave en el descenso de la volatilidad del producto y la inflación en nuestro país. Mientras que entre 1985 y 1993 la ineficiencia de la política monetaria explicaba entre 55% y 75% de la varianza total observada, entre 2003 y 2009 dicha contribución bajó hasta 35%-50%. A su vez, se destaca un cambio en las preferencias del Banco Central, que en la actualidad se muestra más reacio a tolerar desvíos de la inflación respecto de su objetivo que a convalidar apartamientos del producto en relación a su nivel de equilibrio. De acuerdo al autor, estos hallazgos están en línea con la transición del Banco Central hacia un esquema de *inflation targeting*. En primer lugar y de acuerdo a gran parte de la literatura existente, estos regímenes presentan una eficiencia relativa superior en términos de estabilización. En segundo lugar,

cuando un Banco Central adopta un marco de *inflation targeting* su función de preferencias se vuelca decididamente al logro del objetivo inflacionario, dado que éste se torna prioritario.

En tanto, **Fernández, Lanzilotta y Zunino (2010)** estudian la persistencia inflacionaria en la economía uruguaya desde 1986 a 2010. En primera instancia y sobre modelos univariados de inflación, se analiza la existencia de quiebres estructurales utilizando la metodología de Bai y Perron (1998). Los autores encuentran dos cambios estructurales en la serie de inflación, en el tercer trimestre de 1990 y en el segundo trimestre de 2002. Así, quedan determinados tres sub-períodos en la muestra, en los que la inflación y su persistencia se comportan de modo distinto. Entre 1986 y 1990 se observa un elevado nivel de inflación y de persistencia. En el segundo período (1991-2002) la inflación desciende significativamente, mientras que la persistencia inflacionaria lo hace solo moderadamente. Finalmente, en el período que va desde 2002 a 2010 se destaca una reducción importante de la persistencia inflacionaria, mientras que la inflación se mantiene en niveles bajos. Los autores resaltan que el fechado de los quiebres estructurales coincide con los cambios de régimen en la conducción de la política monetaria-cambiaria en nuestro país en los últimos 25 años.

Posteriormente, la persistencia inflacionaria es estudiada a través de modelos multiecuacionales (contemplando ocho especificaciones alternativas) con datos trimestrales de 1994 a 2009. En todos los casos, siguiendo la metodología de Qu y Perron (2007), se encuentra la existencia de un quiebre estructural, que se da entre el cuarto trimestre de 1999 y el tercer trimestre de 2002 según el modelo considerado.

Por lo tanto y en base a las dos aproximaciones, los autores concluyen que hubo un quiebre en el comportamiento inflacionario y su relación con el entorno macroeconómico tras el abandono de las bandas de flotación en 2002, siendo la inercia inflacionaria menor en la última década.

Por otra parte, **Ferreira (2007)** analiza los mecanismos de transmisión de la política monetaria en Uruguay y se pregunta si están activos los canales de tasa de interés y de crédito a partir de 2003. Utilizando la metodología propuesta por Bernanke y Blinder (1992) para el período 1998-2007, busca en primer lugar identificar un indicador de política monetaria, para luego, mediante la estimación de VARs, analizar la respuesta de los precios, el producto, los créditos y la liquidez ante shocks en el indicador. Los resultados señalan que el tipo de cambio es el indicador de política monetaria más adecuado para el primer período, 1998-2002, mientras que la tasa *call* lo es para el segundo lapso, 2002-2007. A su vez, se constata que en el primer período (cuando la política monetaria estaba supeditada

a la cambiaria) no se encuentran activos los canales de tasa de interés y de crédito, y se verifica una fuerte relación entre el tipo de cambio y los precios, como era de esperarse según la autora. Para el segundo período, aplicando shocks a la tasa *call*, los hallazgos sugieren que el canal de tasa de interés se encuentra activo, es decir la política monetaria tiene impacto en la inflación y en la actividad económica. Por otro lado, los resultados respecto del canal de crédito no permiten concluir sobre su efectivo funcionamiento. Si bien una política monetaria contractiva reduce la oferta de créditos, este impacto puede derivarse de una caída en la demanda de créditos resultante del enlentecimiento económico producto de la política restrictiva.

Un estudio similar se advierte en el trabajo de **Chiesa, Garda y Zerbino (2004)**, que investiga los efectos reales de la política monetaria en nuestro país a través de los canales de tasa de interés y del crédito bancario.

En primer lugar, los autores estiman modelos *VARs* utilizando datos entre 1983 y principios de 2004 y simulan el impacto de shocks en la tasa de interés<sup>6</sup> sobre la actividad económica y la inflación. Así, encuentran que el producto se ve afectado negativamente por un shock positivo en la tasa de interés, diluyéndose el efecto recién a dos años del shock. En tanto,

---

<sup>6</sup> Para el análisis se elige la tasa de interés en moneda nacional de plazo fijo a noventa días, dado que en ese período el Banco Central no manejaba ninguna tasa de interés de corto plazo.



los precios no resultaron sensibles a la tasa de interés, rigidez que podría asociarse con los efectos reales encontrados. A su vez, los autores sugieren que la aparente ineficacia de la tasa de interés para reducir la inflación podría deberse a que dicha variable no jugaba un papel activo en el período estudiado, dado que la política cambiaria dominaba a la monetaria.

En segundo lugar, los autores estudian la existencia del canal del crédito utilizando la técnica de datos de panel con información proveniente de los balances bancarios entre enero de 2003 y junio de 2004. Para tal fin se analizó la reacción de la oferta de crédito bancario ante subas en las tasas de interés de las letras de tesorería y de regulación monetaria. Los resultados sugieren que dicho canal estaría activo en la economía uruguaya, dado que las instituciones bancarias destinarían una mayor cantidad de fondos a estos instrumentos, reduciendo la concesión de préstamos. A su vez, los autores explican que la heterogeneidad en la contracción del crédito observada entre las distintas instituciones respondería al tamaño, la liquidez y la capitalización de cada una de ellas.

En otro estudio sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria en Uruguay, **Aboal, Lorenzo y Noya (2002)** buscan identificar canales o instrumentos a través de los cuales la política monetaria puede afectar la inflación y el producto. Para ello, estiman un modelo macroeconómico simplificado para Uruguay, que considera una curva de demanda

agregada y una curva de Phillips, tomando datos desde 1991 a 2000. Luego, en función de las estimaciones anteriores, los autores calculan las respuestas de la demanda y de la inflación ante impulsos en la tasa de interés y la relación crédito-PIB. Así, se concluye que existen posibilidades de afectar la demanda y la inflación en el corto plazo utilizando la tasa de interés como instrumento. Asimismo, el canal del crédito, independiente de la tasa de interés, podría utilizarse como vía para contraer la demanda y así reducir la inflación.

**Varela y Vera (2002)** realizan un profundo estudio sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria en Uruguay entre la década del 80 y principios de los 2000, haciendo especial énfasis en el canal del tipo de cambio. En primer lugar, se estima una curva de Phillips con datos desde 1979 a 2001, encontrando un coeficiente de *pass-through* a un año de 22%. A su vez, introduciendo una *dummy* que recoge períodos de depreciación y apreciación en la curva de Phillips, los autores encuentran que el *pass-through* se comporta de forma asimétrica. Así, cuando el tipo de cambio se deprecia el *pass-through* es 12 puntos porcentuales superior que ante escenarios de apreciación.

Adicionalmente, siguiendo la metodología empleada por Goldfajn y Werlang (2000), los autores testean las asimetrías del *pass-through* respecto de la brecha de producto y del desalineamiento del tipo de cambio real.

Los resultados están en línea con los hallazgos encontrados para otras economías, siendo el coeficiente de *pass-through* más alto en períodos donde el producto y el tipo de cambio real se sitúan por encima de su nivel de equilibrio.

Por su parte, **Hagopian (2006)** analiza la dinámica entre los precios y el tipo de cambio teniendo en cuenta la cadena de distribución en el sector productivo (precios importados, precios mayoristas y precios al consumo). En este marco, se estima un *VAR* con datos trimestrales para el período 1992-2006. Analizando la función de impulso-respuesta simulando un choque en el tipo de cambio, se encuentra que el *pass-through* hacia los precios al consumo alcanza a 16% en el siguiente trimestre, ascendiendo a 25% al cabo de un año. Por otra parte, la autora divide la muestra en tres lapsos, y halla que el *pass-through* no fue estable sino que se redujo a lo largo de la muestra.

En otro estudio, **López Mejía, Rebucci y Saizar (2008)** buscan responder si el *pass-through* cayó luego de la crisis del 2002. Siguiendo la metodología aplicada en Edwards (2006), los autores estiman dos ecuaciones de precios, una para el período 1990-2002 y otra utilizando datos entre 2003-2005. Los resultados muestran una fuerte caída en el *pass-through* luego de la crisis, lo que podría asociarse al cambio de régimen en la política monetaria.

**Figura 4: Sumario de hallazgos a nivel local**

<b>Autores</b>	<b>Muestra utilizada</b>	<b>Resultados encontrados</b>	<b>Metodología</b>
Zunino (2009)	1985 - 2009	La política monetaria tuvo un papel importante en la reducción de la volatilidad macroeconómica.	Se estima una frontera de eficiencia de varianzas del producto y la inflación (Ceccetti, Flores Lagunes, Krause 2004).
Fernandez, Lanzilotta y Zunino (2010)	1986 - 2010	Tanto en los modelos univariados como multivariados-multiecuacionales se encuentra un quiebre estructural en la inflación tras el cambio de régimen monetario en 2002. Así, la persistencia inflacionaria sería estructuralmente menor luego de la crisis.	Se aplica la metodología de Bai y Perron (1998) para encontrar quiebres estructurales en modelos univariados. Luego se estudian quiebres estructurales en modelos multiecuacionales utilizando la metodología de Qu y Perron (2007).
Ferreira (2007)	1998 - 2007	Entre 1998 y 2002 los canales de tasa de interés y de crédito no se encuentran activos. A partir de 2003, el canal de tasa de interés cobra relevancia, pero no se encontró evidencia que permita concluir respecto del canal de crédito.	Se estiman modelos VAR.
Chiesa, Garda y Zerbino (2004)	1983 - 2004	Un shock positivo sobre la tasa de interés en moneda nacional afecta negativamente al producto, pero no tiene efecto sobre la inflación en el período muestral. Por su parte, el canal de crédito se encuentra activo entre 2003 y 2004.	Se estiman modelos VAR para investigar el canal de tasa de interés. Para el canal de crédito se utiliza la técnica de datos de panel con información de balances bancarios.
Aboal, Lorenzo y Noya (2002)	1991 - 2000	El canal de tasa de interés resulta activo.	Se estima un modelo macroeconómico (curvas de demanda agregada y de Philips).
Varela y Vera (2002)	1979 - 2001	El <i>pass-through</i> a un año alcanza el 22%. Por su parte, este coeficiente se comporta asimétricamente respecto del signo de la variación del tipo de cambio, de la brecha de producto y del desalineamiento del tipo de cambio real.	Se estima una curva de Phillips, que incorpora la metodología de Goldfajn y Werlang (2000).
Hagopian (2006)	1992 - 2006	El <i>pass-through</i> para el siguiente trimestre alcanza a 16% y a un año se sitúa en 25%. Además, se encuentra un descenso del <i>pass-through</i> a lo largo de la muestra.	Se estima un modelo VAR.
López Mejía, Rebutti y Saizar (2008)	1990 - 2005	Se encuentra un descenso del <i>pass-through</i> luego de la crisis de 2002-2003.	Se estiman dos ecuaciones de precios siguiendo la metodología de Edwards (2006).

Fuente: Elaboración propia.

## **IV. EVOLUCIÓN DE LA POLÍTICA MONETARIA EN URUGUAY: 1985-2010**

En este capítulo se realiza una descripción de los distintos regímenes de política monetaria-cambiaria que se sucedieron en nuestro país entre 1985 y 2010. El alcance comprende sólo este período debido a que coincide con el marco temporal de la presente investigación. Este ejercicio servirá de base para la interpretación de los resultados encontrados en el estudio empírico que se realizará más adelante.

Desde 1985 a la fecha se distinguen tres regímenes de política monetaria-cambiaria en Uruguay. En el período 1985-1990, la política monetaria estuvo supeditada al manejo cambiario, orientado a evitar el deterioro del tipo de cambio real. En 1991 con una inflación anual superior a 100%, se implementó un plan de estabilización basado en el tipo de cambio. Por último y tras la crisis de 2002, la política monetaria cobró un rol activo, dado que el tipo de cambio se volvió flexible y se eligieron como instrumentos los agregados monetarios en primera instancia y la tasa de interés posteriormente.

### **IV.1 Objetivo de tipo de cambio real: 1985-1990**

Tras algunos años de flotación cambiaria luego de la crisis financiera de 1982, las autoridades implementaron un régimen cambiario tendiente a

sostener el nivel de tipo de cambio real. En efecto, el tipo de cambio nominal fue el instrumento utilizado para dicho objetivo, siendo en la práctica flexible al alza pero rígido a la baja. Así, la política monetaria resultaba endógena y carecía de un ancla nominal. Por su parte, hacia 1989 las cuentas del sector público mostraban un importante déficit que alcanzó a 7,4% del Producto Interno Bruto (PIB).

Así, la conjunción de políticas fiscal y monetaria sumamente expansivas se tradujo en una inflación creciente, que alcanzó su pico en enero de 1991 con un registro de 133,6% anual. Dicha situación impulsó la adopción en marzo del mismo año de un plan de estabilización con ancla cambiaria.

#### **IV.2 Plan de estabilización: 1991-2002**

El plan de estabilización iniciado en 1991 utilizó como ancla el tipo de cambio nominal. En efecto, el alto grado de dolarización financiera y el importante nivel de apertura comercial justificaban la utilización de esta variable, en contraposición a las dificultades técnicas que hubiera presentado el manejo de los agregados monetarios.

En particular, el régimen se basó en bandas cambiarias deslizantes, en la cual el tipo de cambio nominal flotaba libremente dentro de una banda y

su trayectoria estaba determinada por una pauta devaluatoria en base a la inflación esperada (criterio *forward looking*). Por lo tanto, la autoridad monetaria se comprometía a intervenir en el mercado cuando el tipo de cambio se acercaba a los extremos de la banda.

Dado que el desequilibrio fiscal de finales de los 80 era considerado el principal desencadenante del proceso inflacionario de esos años, la credibilidad del plan estaba sujeta a una mayor disciplina fiscal. En este sentido, se aumentaron las tasas impositivas y se elaboraron planes tendientes a reducir la cantidad de funcionarios públicos y los desequilibrios en el sistema de seguridad social.

Por su parte, las autoridades adoptaron un enfoque gradual en la aplicación del plan, por oposición a uno de shock. Con ello se buscaba disminuir los costos fiscales asociados, dado que una reducción inmediata de la inflación hubiera provocado un importante aumento real de las pasividades, puesto que a partir de 1989 éstas se ajustaban con la variación de los salarios del cuatrimestre anterior. A su vez, la implementación gradual podría haber tenido como cometido impedir un deterioro brusco de la competitividad (caída del tipo de cambio real), que había constituido el principal objetivo de la política monetaria-cambiaria entre 1985 y 1991.

El plan de estabilización resultó eficaz en la consecución del objetivo primordial, descendiendo la inflación a niveles de un dígito a fines de 1998. En tanto, el déficit fiscal se ubicó tan solo en 1% del PIB en ese año y el tipo de cambio se mantuvo dentro de la banda de flotación.

Sin embargo, la devaluación de la moneda brasileña en enero de 1999 comenzó a generar presiones compradoras sobre el dólar en nuestro país, al tiempo que la economía ingresó en una fase recesiva. Este escenario se vio agravado tras la devaluación de Argentina en 2002, enfrentando al Banco Central a serias dificultades para controlar el tipo de cambio, situación que motivó duplicar el ancho de la banda y aumentar la pauta devaluatoria. No obstante, la drástica pérdida de reservas del Banco Central en un intento por asistir a las instituciones financieras tras el masivo retiro de depósitos (contagio de la corrida bancaria en Argentina) ocasionó el colapso del plan de estabilización, pasándose a un régimen de flotación cambiaria administrada a partir de junio de 2002.

### **IV.3 Política monetaria activa: 2003-2010**

Luego de haberse logrado una relativa estabilidad financiera hacia principios de 2003, la autoridad monetaria definió un nuevo esquema de conducción monetaria. Concretamente, se comenzó a practicar una política monetaria activa, que utilizaba como ancla nominal del sistema a los



agregados monetarios. La tasa de interés fue descartada en aquel momento dado que presentaba una elevada volatilidad y niveles muy altos. De hecho, la incertidumbre que reinaba sobre la economía, caracterizada por un riesgo país del orden de 2.000 puntos básicos, hacía que las posibilidades de colocación de instrumentos monetarios fueran excesivamente costosas.

El agregado elegido como meta operativa fue la base monetaria, fijándose objetivos puntales para los sucesivos trimestres. Para determinar la base monetaria se comienzan a utilizar las letras de regulación monetaria, diferenciándolas de las letras de tesorería, instrumento destinado al financiamiento del gobierno. Junto con los objetivos fijados para la base monetaria, el Banco Central comienza a establecer metas indicativas para la inflación de manera de poder anclar las expectativas de los agentes. Estos objetivos, tanto de la base monetaria como de la inflación, son anunciados a los agentes a través de un informe de política monetaria que es publicado de manera trimestral.

Bajo este esquema, la inflación se reduce a niveles cercanos al 10% a fines de 2003 luego de que ésta superara el 25% tras el abandono de las bandas de flotación y la consecuente escalada del tipo de cambio.

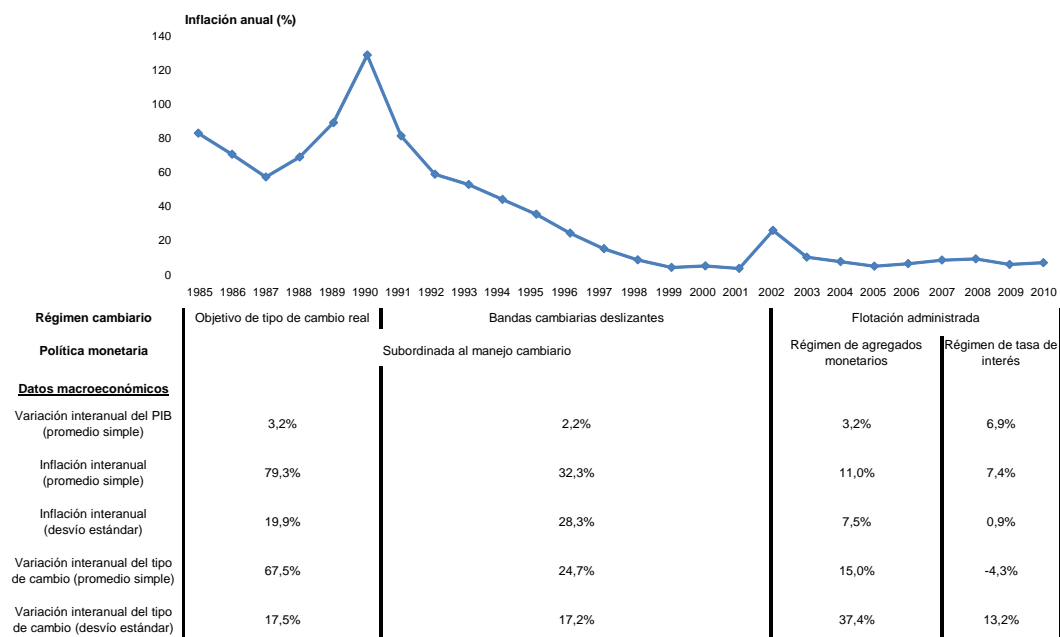
A partir de 2004 el Banco Central adquiere una mayor flexibilidad en cuanto al manejo de sus instrumentos, en tanto sustituye un objetivo puntual para la base monetaria por un rango. Posteriormente, se deja de lado la base monetaria como meta operativa, y se comienzan a establecer metas puntuales sobre el agregado M1 (medios de pago) de forma indicativa. En marzo de 2006 el Banco Central anuncia que su objetivo prioritario es cumplir con sus metas de inflación. Es preciso notar que en estos años la conducción de la política monetaria se acerca a un esquema de *inflation targeting*, donde el Banco Central se compromete a mantener la estabilidad de precios como objetivo último recurriendo a los instrumentos que considere necesario para su consecución.

No obstante, la flexibilización en la ejecución de la política monetaria podría estar asociada a las crecientes dificultades que encontraban las autoridades a la hora de estimar el agregado monetario usado como meta operativa. Ello respondía a un cambio estructural en el comportamiento de la demanda de dinero, que estaba aumentando producto del fuerte crecimiento que experimentaba la economía y de la desdolarización de los portafolios (consecuencia de la caída de la inflación y del tipo de cambio a partir de mediados de 2003). A su vez, las continuas diferencias entre las metas operativas anunciadas por el Banco Central y los valores efectivamente observados no afectaban las expectativas de los agentes y la inflación se mantenía en niveles moderados. Así, los agregados monetarios

perdían relevancia como señal de política, por lo que las autoridades comenzaban a analizar un eventual cambio hacia un régimen de tasas de interés, que finalmente se concretó en setiembre de 2007.

Las autoridades definieron como meta operativa del nuevo régimen la tasa interbancaria a un día e inicialmente se fijó un corredor determinado por la tasas de captación de depósitos y de facilidad de crédito. A su vez, con el fin de encauzar la tasa interbancaria a su valor objetivo, la liquidez se maneja diariamente mediante operaciones de mercado abierto (licitación de depósitos y certificados de depósitos a plazos muy cortos y colocación de letras de regulación monetaria). La autoridad monetaria ha demostrado una adecuada capacidad para mantener la meta operativa en torno de los niveles objetivo, lo que adquiere especial relevancia si se tiene en cuenta que es la primera experiencia en la utilización de la tasa de interés como señal de la política monetaria en nuestro país. Adicionalmente, se ganó claridad en la transmisión de señales al ser la tasa de interés una variable de fácil lectura (lo que permite reconocer más fácilmente el sesgo de la política) y de publicación diaria, habilitando el monitoreo de la evolución de esta variable en el corto plazo.

**Figura 5: Política monetaria-cambiaria entre 1985 y 2010**



Fuente: Elaboración propia en base a Zunino (2009) y a datos del INE y del BCU.

## V. MARCO ANALÍTICO Y METODOLÓGICO

Tal como se adelantó en la introducción, el objetivo de este trabajo consiste en investigar si el *pass-through* de tipo de cambio a precios presenta un comportamiento asimétrico en la economía uruguaya. En particular, se intenta dilucidar si la incidencia del tipo de cambio sobre la inflación varía en función del cambio de régimen monetario-cambiario en 2002 y del comportamiento de algunas variables macroeconómicas:

- Magnitud de la variación del tipo de cambio
- Nivel de inflación
- Volatilidad del tipo de cambio
- Brecha de producto

A tal fin, se estima en primer lugar una curva de Phillips para la economía uruguaya en el período 1987-2010. Posteriormente, se aplican modelos *TAR*, que permiten investigar la presencia de asimetrías en el comportamiento del *pass-through*.

La sección que se presenta a continuación contempla, en primer lugar, un breve repaso de la curva de Phillips a nivel teórico. Posteriormente, se presenta la curva de Phillips a estimar, justificando la inclusión de las variables en el modelo. La segunda sección describe la metodología *TAR*.

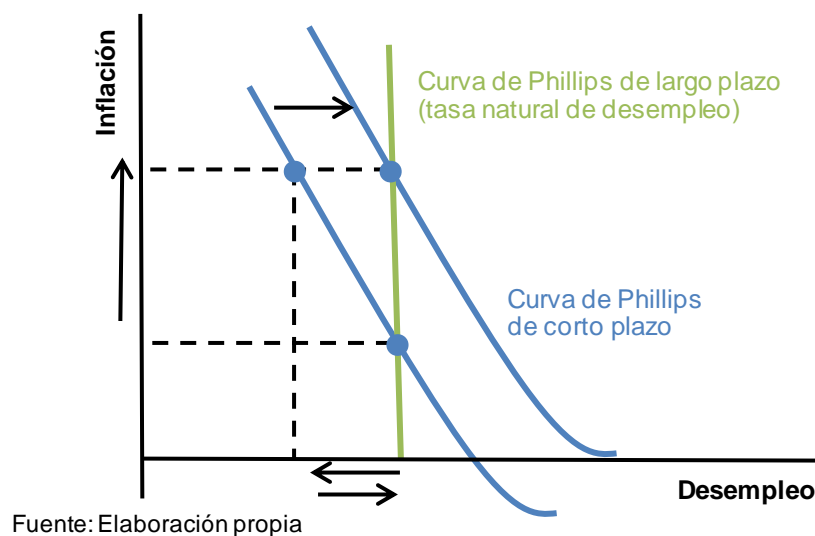
## V.1 La curva de Phillips

La curva de Phillips nace de una observación empírica realizada por Phillips (1958) para la economía inglesa en el período 1861-1957, que asociaba negativamente al desempleo y a la tasa de crecimiento de los salarios (lo que posteriormente se vinculó con el nivel de precios). Luego del artículo de Samuelson y Solow (1960) es que se populariza dicha relación como guía de política económica, en la que los *policy-makers* mostraban sus preferencias entre tolerar más inflación con un menor desempleo o menor inflación con mayor desocupación.

Esta relación ampliamente aceptada a nivel político y académico comenzó a ser cuestionada a partir de los trabajos de Friedman (1968) y Phelps (1968). En base a la idea clásica de que el mercado de trabajo se equilibra en función del salario real y no del nominal, estos autores postularon la existencia de una tasa natural de desempleo, que no puede ser alterada por variables nominales (como una expansión monetaria) en el largo plazo. Esta crítica encontró apoyo con el desarrollo de la teoría de expectativas racionales, de acuerdo a ésta los trabajadores actuando racionalmente anticipan el efecto inflacionario de una política monetaria expansiva y lo consideran en las negociaciones salariales, manteniéndose el salario real en equilibrio. De este modo, la curva de Phillips de largo plazo se transforma en una recta vertical que parte de la tasa natural de desem-

pleo, en la que políticas expansivas conducen únicamente a una mayor inflación. Sumado a lo anterior, en la década del 70 se constataron en la economía norteamericana niveles relativamente altos de inflación y de desempleo en forma simultánea, por lo que la relación hallada por Phillips perdía validez.

**Figura 6: Curva de Phillips**



De acuerdo a Gordon (2009), a partir de 1975 los desarrollos en torno a la curva de Phillips se dividen en dos corrientes. El “lado izquierdo” esboza una teoría de respuestas de política ante shocks de oferta en un contexto de precios rígidos, adoptando la crítica de neutralidad monetaria en el largo plazo. En su interpretación econométrica, el fenómeno inflacionario responde a tres factores: desequilibrios de demanda, shocks de oferta neutrales en el largo plazo y la persistencia inflacionaria. Del “lado derecho”, se encuentran los autores que hacen hincapié en las expectativas *forward-looking*, que permiten reacciones inmediatas de los agentes ante

acciones de política. Implícitamente, esta visión asume flexibilidad en los precios y ausencia de inercia inflacionaria.

Si bien a nivel teórico el presente trabajo no toma partido por una de las dos visiones, en la práctica se estima una curva de Phillips del tipo “izquierdo”. Ello responde a que las estadísticas de expectativas de inflación en nuestro país son relativamente recientes, impidiendo la incorporación de esta variable en la modelización de la inflación.

En este marco, se estima la siguiente ecuación similar a la de Cruz-Rodríguez (2008), Babihuga y Gelós (2009) y Nogueira (2010)<sup>7</sup>:

$$\begin{aligned} \Delta(LIPC_t) = & \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1,i} \Delta(LIPC_{t-i}) + \sum_{i=1}^n \beta_{2,i} \Delta(LTC_{t-i}) + \sum_{i=1}^n \beta_{3,i} \Delta(LPET)_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \beta_{4,i} CIPIB_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{5,i} TI_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5.1)$$

Donde  $\Delta(LIPC)$  representa la inflación,  $\Delta(LTC)$  es la variación del tipo de cambio nominal,  $\Delta(LPET)$  la variación del precio internacional del petróleo,  $CIPIB$  es la brecha de producto,  $TI$  la tasa de interés local en moneda nacional y  $\varepsilon$  el término de error.

---

<sup>7</sup> El operador  $\Delta$  hace referencia a la primer diferencia de la variable, es decir,  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$



Así, la inercia inflacionaria está representada en la ecuación a través de la inclusión de rezagos de la inflación, la brecha de producto se utiliza como *proxy* de desequilibrio de demanda. En tanto, los shocks de oferta están dados por el cambio en el precio internacional del petróleo, así como por la variación del tipo de cambio.

Finalmente, la inclusión de la tasa de interés local explicita la influencia de la variable instrumento del Banco Central para el manejo de la inflación, permitiendo captar los efectos de la política monetaria sobre los precios. Cabe aclarar que la inclusión de la tasa, si bien es incorporada en la estimación de la curva de Phillips por algunos autores como Ochoa (2009), impide hablar de una curva de Phillips en su sentido estricto<sup>8</sup>.

## **V.2 Descripción de la metodología TAR**

Los modelos *TAR*, propuestos primeramente por Tong (1978) y discutidos en detalle por Tong y Lim (1980) y Tong (1983), permiten la modelización de series de tiempo no lineales. En estos modelos, la variable dependiente tiene un comportamiento diferente en función del régimen en que se encuentre la variable umbral (variable que define los regímenes).

---

<sup>8</sup> Teóricamente la influencia de la tasa de interés sobre los precios debería estar recogida a través de la curva IS. No obstante, dado que este trabajo utiliza un modelo uniecuacional, la inclusión de la tasa de interés aportaba información adicional en la ecuación de oferta agregada que finalmente se estimó.

En los modelos *TAR* la variable umbral es una variable observable. Es decir, el régimen observado en el momento  $t$  es determinado por el valor que asume una variable umbral, en relación a un valor umbral ( $c$ ) previamente estimado de esa variable.

Un caso particular de estos modelos son los *SETAR* (*Self exciting threshold autoregressive*), en los que la variable umbral es la propia variable dependiente rezagada ( $y_{t-d}$ ). Así, simplificando para un proceso AR(1), donde la variable umbral es el primer rezago de la variable dependiente ( $y_{t-1}$ ), se define el modelo *SETAR* para dos regímenes como:

$$y_t = \begin{cases} \phi_{0,1} + \phi_{0,2}y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{si } y_{t-1} \leq c \\ \phi_{1,1} + \phi_{1,2}y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{si } y_{t-1} > c \end{cases} \quad (5.2)$$

Donde  $\varepsilon_t$  se supone que es un ruido blanco condicionado a la historia de la serie, con esperanza condicional 0 y varianza condicional constante, mientras que  $c$  es el valor umbral a estimar.

Por tanto, los parámetros de interés son los coeficientes  $\phi$ , y el valor umbral,  $c$ . Un método directo de estimación es por mínimos cuadrados secuenciales, condicionando los coeficientes al valor umbral  $c$ . Adicionalmente, si se considera que los residuos se distribuyen de modo normal, entonces es equivalente a una estimación por máxima verosimilitud.

Por lo tanto, la estimación de los coeficientes  $\phi$  se realiza a través de la siguiente formulación:

$$\phi(c) = \left[ X(c)' X(c) \right]^{-1} \left[ X(c)' y_t(c) \right], \text{ donde } X = (1 \ y_{t-1}) \quad (5.3)$$

Así, el valor umbral estimado será aquel que minimice la varianza de los residuos estimados, es decir el que minimice la siguiente ecuación:

$$\sigma^2(c) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2(c) \quad (5.4)$$

La búsqueda del valor umbral  $c$  que minimiza la ecuación anterior se realiza directamente a través de sucesivas estimaciones, en las que se consideran cada uno de los valores que toma la variable umbral.

Cabe aclarar que por simplicidad se realizó la descripción de un modelo con dos regímenes, pudiéndose aplicar esta metodología para  $n$  regímenes. Por otro lado, este caso también puede ser generalizado a modelos multivariantes, es decir cuando la variable que recoge el comportamiento diferenciado según regímenes no es la propia variable rezagada, apartándose del modelo *SETAR*. En estos modelos más generales (como el *TAR*), la variable umbral puede ser una variable explicativa incluida en el modelo o incluso una variable que no haya sido considerada en él. En la

presente investigación se estiman una serie de modelos *TAR* multivariados en los que se definen únicamente dos regímenes.

## VI. RESULTADOS

### VI.1 Descripción de los datos

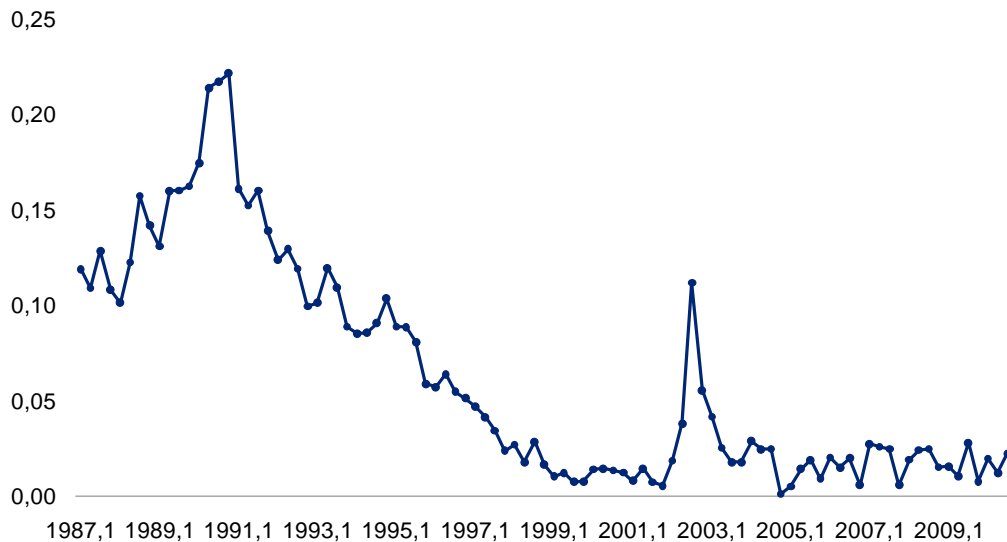
En este apartado se realiza una caracterización de las variables utilizadas a fin de tener un mayor conocimiento del comportamiento de las series y sus propiedades. Los datos son de frecuencia trimestral y el período de estudio abarca desde el primer trimestre de 1987 al tercer trimestre de 2010.

#### Inflación - $\Delta(LIPC)$

La inflación fue calculada como la diferencia con respecto al trimestre anterior del logaritmo del promedio trimestral del IPC (base marzo de 1997), elaborado por el Instituto Nacional de Estadística (INE). En la figura 7 se puede observar el comportamiento de esta variable en el período de estudio.

### Figura 7: Inflación

Logaritmo del  $IPC_t$  - logaritmo del  $IPC_{t-1}$



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE.

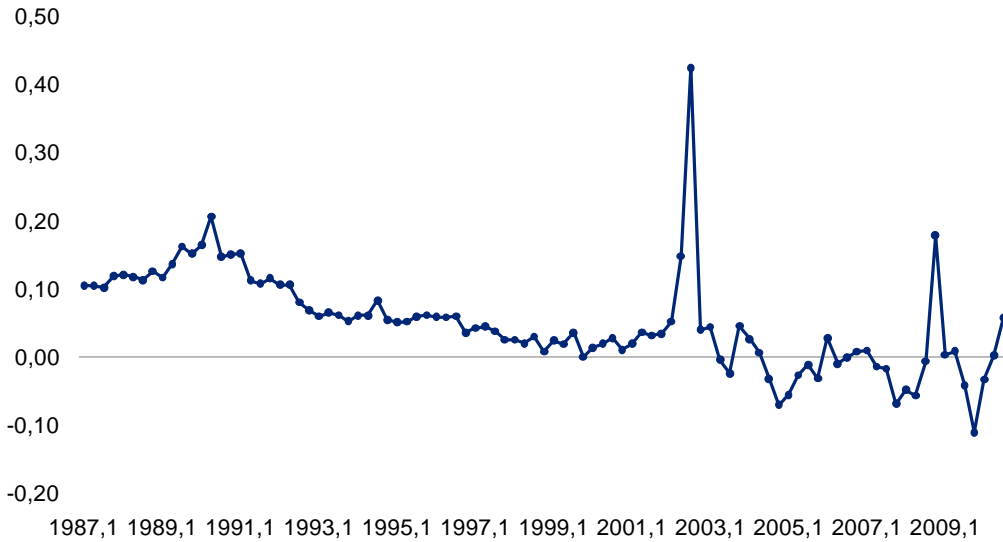
A través de la observación gráfica, la serie de inflación parecería no ser estacionaria ya que no oscila en torno de una media. Para confirmarlo se realizó el test de raíces unitarias de Dickey-Fuller aumentado (*ADF*), el mismo permite concluir que la serie presenta una raíz unitaria al 1% de significación. Al realizar el test para la primera diferencia de la serie, se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria, por lo que la serie de inflación en el período considerado sería integrada de orden 1.

### Variación del tipo de cambio nominal - $\Delta(LTC)$

La variación del tipo de cambio nominal fue calculada como la diferencia respecto del trimestre anterior del logaritmo del promedio trimestral de la cotización interbancaria del dólar estadounidense, divulgada por el BCU.

**Figura 8: Variación del tipo de cambio**

Logaritmo del  $TC_t$  - logaritmo del  $TC_{t-1}$



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCU.

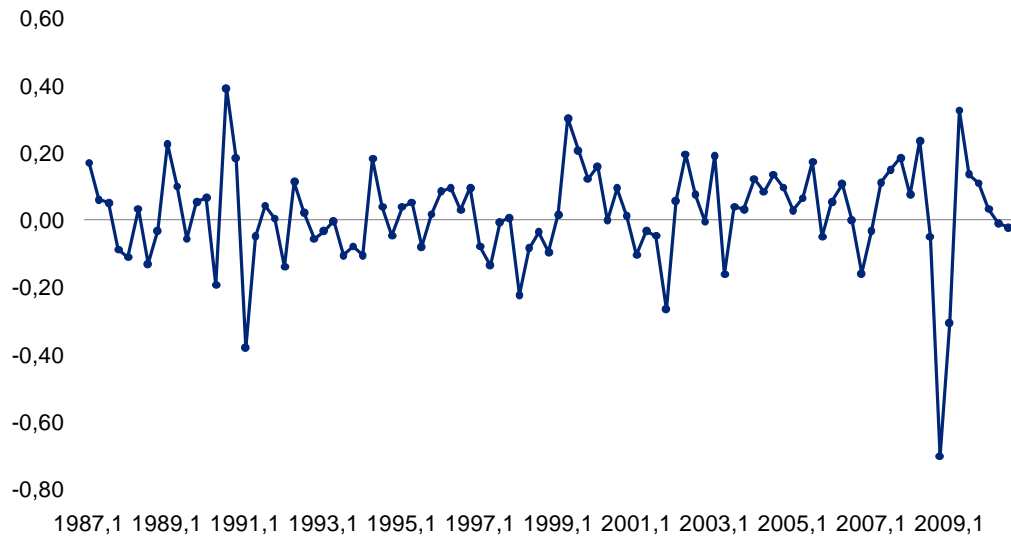
El análisis gráfico sugiere que la serie no es estacionaria ya que no oscila alrededor de una media, ni su varianza es constante. Al realizar el test *ADF* se confirma la presencia de una raíz unitaria al 1% de significación. Efectuando el mismo test sobre la primera diferencia de la serie, se rechaza la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria, por lo que la serie sería integrada de orden 1.

#### Variación del precio internacional del petróleo - $\Delta(LPET)$

Esta variable fue calculada como la diferencia respecto del trimestre anterior del logaritmo del promedio trimestral del precio en dólares de la variedad de petróleo *West Texas Intermediate (WTI)*.

### Figura 9: Variación del precio internacional del petróleo

Logaritmo del  $PET_t$  - logaritmo del  $PET_{t-1}$



Fuente: Elaboración propia en base a datos de WTRG Economics.

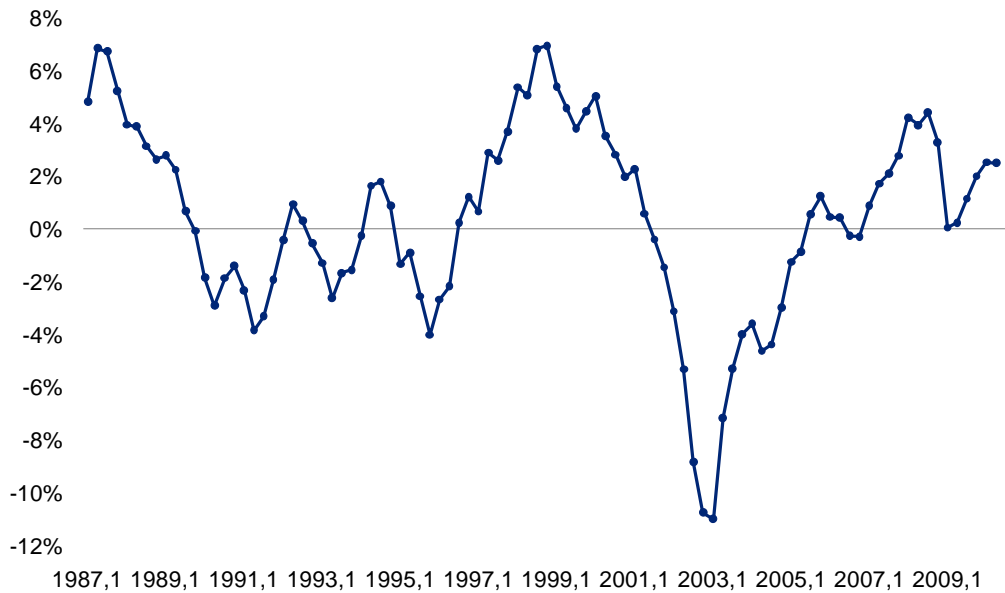
El análisis gráfico sugiere que la serie se comporta de forma estacionaria. Para confirmarlo se efectuó el test *ADF*, el cual permite rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 1% de significación. Por lo tanto, la serie considerada sería integrada de orden 0.

### Brecha de producto - *CIPIB*

La brecha de producto fue calculada como la diferencia logarítmica entre la serie trimestral ciclo-tendencia del PIB y la tendencia de largo plazo, extraída a partir del filtro Hodrick-Prescott ( $\lambda=1600$ ).



**Figura 10: Brecha de producto**



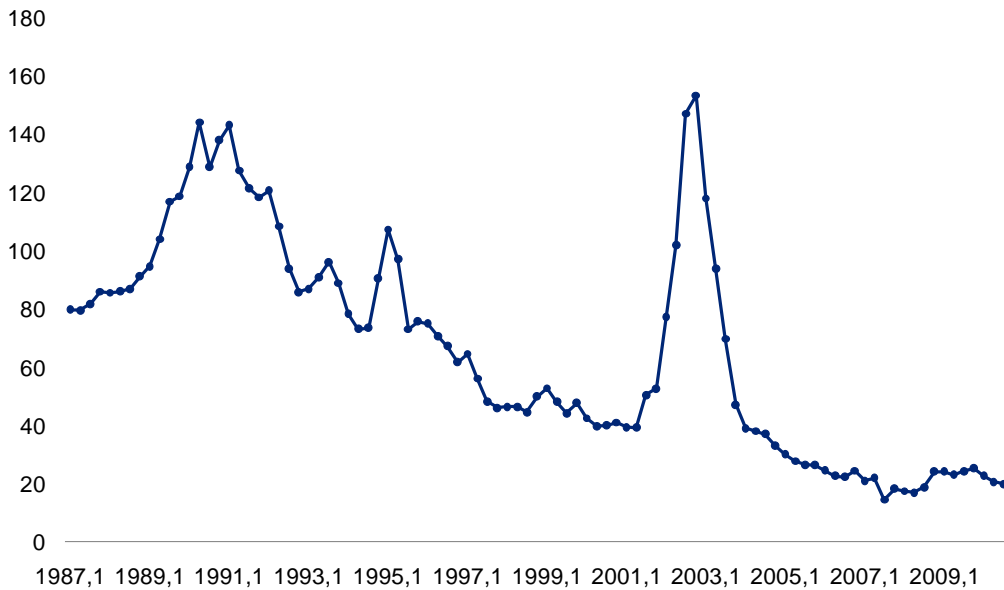
Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCU.

A partir de la observación del gráfico, la brecha de producto parecería ser estacionaria en una primera instancia. De hecho, el test *ADF* rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria, aunque en este caso al 5% de significación. En consecuencia, la serie de brecha de producto sería integrada de orden 0.

### Tasa de interés local - TI

La tasa de interés corresponde al promedio trimestral de la tasa de interés activa en moneda nacional para familias y empresas (sistema bancario), divulgada por el BCU.

**Figura 11: Tasa de interés local (%)**



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCU.

En este caso, de la visualización gráfica se advierte que la serie no oscila alrededor de una media y por lo tanto no sería estacionaria. Al realizar el test *ADF* se confirma lo anterior ya que no se puede rechazar la existencia de una raíz unitaria al 1% de significación. Si se repite el test para la primera diferencia de la serie, se concluye que la serie sería integrada de orden 1, al rechazar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria.

A continuación, en la figura 12 se presenta el resultado de los test *ADF* y el orden de integración de las series encontrado.

**Figura 12 - Test de Dickey-Fuller Aumentado**

Variable	Rechazo $H_0$ ( $H_0$ = Existencia de raíz unitaria)		Orden de integración
	Serie en nivel	Serie en diferencia	
Inflación - D(LIPC)	No *	Sí *	I(1)
Variación del tipo de cambio - D(LTC)	No *	Sí *	I(1)
Brecha de producto - CIPIB	Sí **	Sí *	I(0)
Tasa de interés local - TI	No *	Sí *	I(1)
Variación del precio internacional del petróleo - D(LPET)	Sí *	Sí *	I(0)

\* al 1% de significación, \*\* al 5% de significación

## VI.2 Modelo lineal

La curva de Phillips de corto plazo para la economía uruguaya en el período 1987-2010 fue estimada por MCO utilizando datos trimestrales<sup>9</sup>. La estimación que se presenta a continuación presenta los signos esperados a nivel teórico, resultando todas las variables significativas (los errores estándar de los coeficientes se presentan en paréntesis). A su vez, la estimación exhibe un reducido error estándar y residuos bien comportados<sup>10</sup>.

$$\begin{aligned}
 \Delta(LIPC_t) = & 0,4103\Delta(LIPC_{t-2}) + 0,1855\Delta(LIPC_{t-3}) + 0,3696\Delta(LIPC_{t-4}) \\
 & (0,07) \qquad \qquad (0,06) \qquad \qquad (0,07) \\
 & + 0,1073\Delta(LTC_{t-1}) + 0,0298\Delta(LPET_{t-1}) + 0,0107CIPIB_{t-1} - 0,0003TI_{t-3} \\
 & (0,02) \qquad \qquad (0,01) \qquad \qquad (0,00) \qquad \qquad (0,00)
 \end{aligned}
 \tag{6.1}$$

<sup>9</sup> Las estimaciones econométricas se realizaron con el programa Eviews 5.0.

<sup>10</sup> En el Anexo A se presenta la estimación completa y los contrastes estadísticos sobre los residuos del modelo. Para evitar problemas de endogeneidad se incluyeron las variables explicativas en forma rezagada.

Cabe aclarar que, por la modelización utilizada, el *pass-through* estimado denota el impacto que tienen las variaciones cambiarias del trimestre  $t-1$  sobre la inflación del trimestre  $t$ , es decir, se recoge únicamente el efecto de corto plazo del tipo de cambio en los precios.

El *pass-through* encontrado en la estimación lineal alcanza a 10,7%, lo que implica que, *ceteris paribus*, una suba del tipo de cambio de 10% en el período  $t-1$  genera un aumento de precios de 1,1% en el período siguiente. Si bien a continuación se realizan algunas comparaciones con otros trabajos para la economía uruguaya, éstas deben ser tomadas con cautela dadas las diferentes metodologías empleadas, los períodos considerados en cada investigación y la forma de medición del *pass-through*. No obstante lo anterior, el *pass-through* estimado en la presente investigación resulta algo menor al 16% (para el siguiente trimestre) encontrado por Hagopian (2006), mientras que Varela y Vera (2002) hallan un coeficiente de *pass-through* de entre 22% y 40% a un año según la estimación considerada<sup>11</sup>.

Respecto al resto de las variables explicativas del modelo, cabe señalar la importante inercia inflacionaria encontrada, así como el bajo nivel de influencia del producto sobre los precios. En concreto, el coeficiente asociado a la brecha de producto resultó de 1%. Finalmente, la variación del

---

<sup>11</sup> En la figura 4 se detallan la muestra y la metodología empleada en estos trabajos.

precio internacional del petróleo se traslada a los precios internos en un 3%, en tanto la tasa de interés tiene una incidencia muy marginal, en línea con lo encontrado por Chiesa, Garda y Zerbino (2004).

### **VI.3 Modelos no lineales**

En esta sección se presentan los modelos *TAR* estimados con el objetivo de identificar asimetrías en el comportamiento del *pass-through*<sup>12</sup>.

#### VI.3.1 Modelización no lineal 1: Variación del tipo de cambio

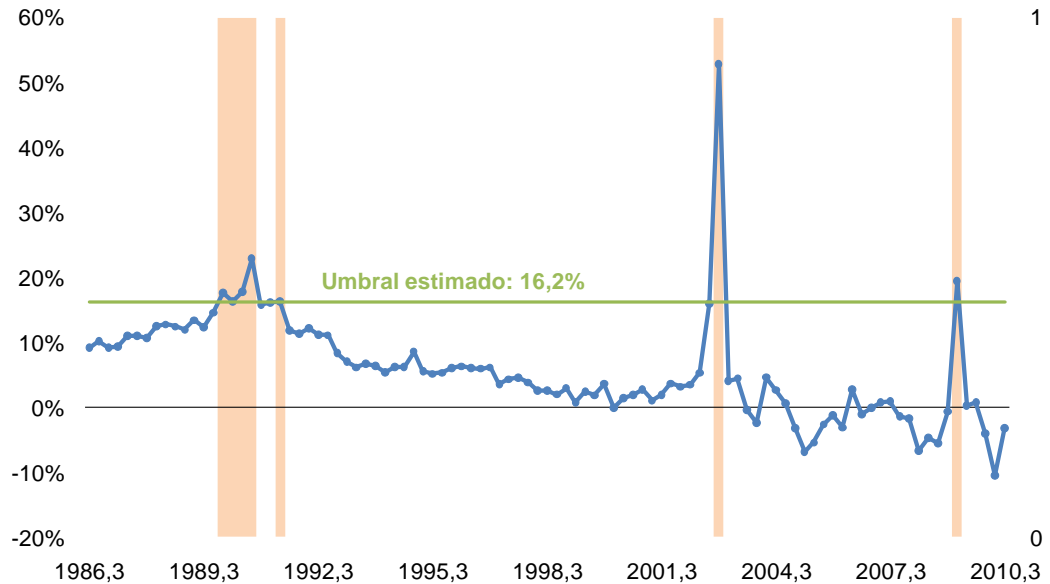
El primer modelo utilizó como variable umbral a la variación del tipo de cambio nominal frente al trimestre inmediato anterior rezagada dos períodos. El valor umbral que define los estados se ubicó en 16,2%. Tal como se observa en la figura 13, solamente unas pocas observaciones superan este valor y por lo tanto uno de los dos estados está compuesto por pocos datos.

---

<sup>12</sup> En el Anexo B se presentan las estimaciones completas de los modelos no lineales y el programa utilizado para la identificación del umbral que permitió definir los estados de las variables macroeconómicas testeadas, utilizando Eviews 5.0.

**Figura 13: Variación cambiaria contra el trimestre anterior**

Período t-2



De acuerdo a los resultados de la estimación, el *pass-through* se comporta de forma asimétrica dependiendo de la magnitud de la depreciación del tipo de cambio dos períodos atrás. Así, cuando la variación cambiaria en el período  $t-2$  se sitúa por encima de 16,2%, el *pass-through* asciende a 25,8%, mientras que depreciaciones por debajo de ese umbral u apreciaciones en  $t-2$  resultan en un *pass-through* de 11,5%. Cabe aclarar que la variable IE que se observa en la siguiente estimación toma el valor 1 cuando las observaciones de la variable que se considera como umbral resultan mayor al nivel umbral estimado y 0 en otro caso. Las sucesivas ecuaciones siguen esta lógica.

$$\begin{aligned}
\Delta(LIPC_t) = & 0,3999\Delta(LIPC_{t-2}) + 0,1507\Delta(LIPC_{t-3}) + 0,3899\Delta(LIPC_{t-4}) \\
& (0,07) \qquad \qquad \qquad (0,06) \qquad \qquad \qquad (0,07) \\
+ & 0,1150\Delta(LTC_{t-1}) * (1 - IE) + 0,2582\Delta(LTC_{t-1}) * IE + 0,0281\Delta(LPET_{t-1}) \\
& (0,02) \qquad \qquad \qquad (0,06) \qquad \qquad \qquad (0,01) \\
+ & 0,0114CIPB_{t-1} - 0,0003TI_{t-3} \qquad \qquad \qquad (6.2) \\
& (0,00) \qquad \qquad \qquad (0,00)
\end{aligned}$$

Por lo tanto, el *pass-through* resulta mayor cuando la magnitud de la depreciación de dos períodos atrás supera el umbral estimado. En otras palabras, si la depreciación fue alta, en el período siguiente nuevos movimientos del tipo de cambio serán trasladados a los precios en mayor proporción en relación a depreciaciones del tipo de cambio más moderadas o apreciaciones de la moneda local. El modelo estimado presenta un mejor ajuste que el modelo lineal<sup>13</sup>, todas las variables se mantienen significativas y el test de Wald permite rechazar la hipótesis de igualdad de los coeficientes<sup>14</sup>.

Estos hallazgos están en línea con lo mencionado en la reseña teórica y con los antecedentes señalados para economías de la región, como Winkelried (2003) para Perú, Mendoza (2004) para Venezuela y Da Silva Correa y Minella (2006) para Brasil. A su vez, los resultados encontrados son similares a los hallados por Varela y Vera (2002) para la economía uru-

---

<sup>13</sup> La comparación entre el ajuste del modelo lineal y los no lineales se realiza sobre la base de los errores estándar del modelo.

<sup>14</sup> Los test de Wald correspondientes a los modelos no lineales se encuentran en el Anexo C.

guaya, que encuentran un nivel de *pass-through* 12 puntos porcentuales mayor cuando el tipo de cambio está subiendo en relación a momentos de apreciación.

El elevado nivel del umbral (16,2%) podría sugerir la existencia de importantes costos de menú o un marco de competencia imperfecta. Es decir, las empresas absorben en sus márgenes de ganancia una mayor proporción del aumento de sus costos ante depreciaciones menores que ante choques grandes, efectuando un menor traslado a sus precios. Asimismo, el rezago de dos períodos de la variable umbral podría indicar que las empresas esperan verificar el carácter transitorio o permanente del shock en el tipo de cambio antes de incurrir en costos al cambiar precios o perder competitividad.

La no linealidad encontrada en el *pass-through* respecto a la evolución del tipo de cambio resulta relevante desde el punto de vista de la política económica, dado que intervenciones en el mercado de cambios ante depreciaciones grandes tendrían fuerte impacto en materia inflacionaria.

### VI.3.2 Modelización no lineal 2: Inflación

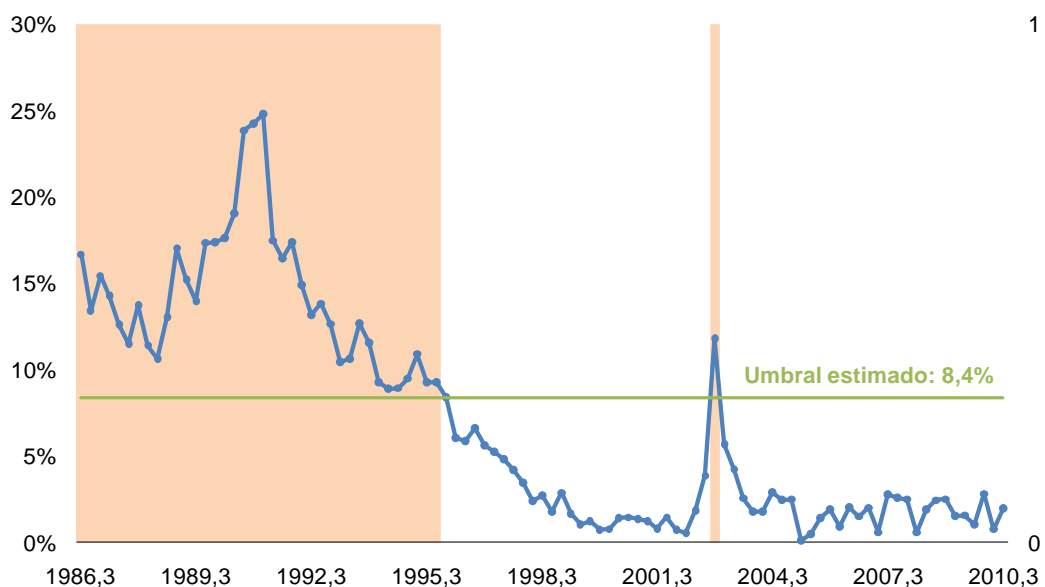
El segundo modelo pretende testear si se cumple la hipótesis de Taylor en la economía uruguaya. Para ello se utilizó en primer lugar como varia-



ble umbral el nivel de inflación trimestral en el período  $t-2$  y posteriormente la inflación interanual en  $t-1$ . El valor umbral estimado en el primer caso se ubicó en 8,4%.

**Figura 14: Inflación contra el trimestre anterior**

Período  $t-2$



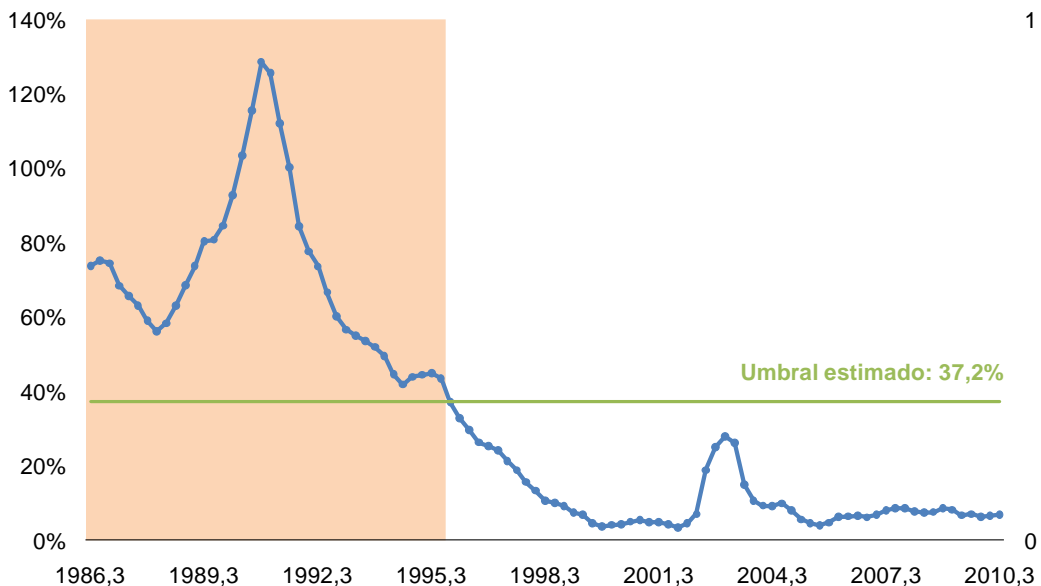
Los resultados indican la existencia de importantes asimetrías en el comportamiento del *pass-through* al considerar el nivel de inflación. En efecto, cuando la inflación trimestral en  $t-2$  es superior al umbral, el *pass-through* alcanza el valor de 41,9%, en cambio cuando la inflación se ubica por debajo de 8,4% el *pass-through* se reduce a 9,9%. Es decir que el contexto inflacionario es un factor de relevancia para explicar el comportamiento del *pass-through* en Uruguay, a mayor inflación mayor *pass-through*.

$$\begin{aligned}
\Delta(LIPC_t) = & 0,1770\Delta(LIPC_{t-2}) + 0,1671\Delta(LIPC_{t-3}) + 0,2937\Delta(LIPC_{t-4}) \\
& (0,09) \qquad \qquad \qquad (0,07) \qquad \qquad \qquad (0,07) \\
& + 0,0994\Delta(LTC_{t-1}) * (1 - IE) + 0,4191\Delta(LTC_{t-1}) * IE + 0,0280\Delta(LPET_{t-1}) \\
& (0,02) \qquad \qquad \qquad (0,08) \qquad \qquad \qquad (0,01) \\
& + 0,0127CPIB_{t-1} - 0,0002I_{t-3} \qquad \qquad \qquad (6.3) \\
& (0,00) \qquad \qquad \qquad (0,00)
\end{aligned}$$

Seguidamente, se estimó un modelo que utiliza como variable umbral a la inflación anual en el período  $t-1$ . El valor umbral hallado se situó en 37,2%. Al igual que en el modelo anterior, el valor umbral estimado prácticamente divide las observaciones en dos períodos, delimitados en el año 1995, a partir del cual la inflación se ubica en niveles más moderados.

**Figura 15: Inflación anual**

Período t-1



Nuevamente, los resultados confirman la existencia de no linealidades en el *pass-through* respecto del nivel de inflación. En este caso, cuando la inflación anual se sitúa por debajo de 37,2% en el período anterior, el *pass-through* se ubica en 9%, mientras que cuando la inflación anual supera el umbral el *pass-through* asciende a 37,5%. Ambos modelos poseen un mejor ajuste que el modelo lineal presentado en la sección anterior, siendo todas las variables significativas y el test de Wald permite rechazar la hipótesis de igualdad de los coeficientes en los dos modelos.

$$\begin{aligned}
 \Delta(LIPC_t) = & 0,2513\Delta(LIPC_{t-2}) + 0,1345\Delta(LIPC_{t-3}) + 0,2871\Delta(LIPC_{t-4}) \\
 & (0,08) \qquad \qquad \qquad (0,07) \qquad \qquad \qquad (0,07) \\
 & + 0,0903\Delta(LTC_{t-1}) * (1 - IE) + 0,3753\Delta(LTC_{t-1}) * IE + 0,0271\Delta(LPET_{t-1}) \\
 & (0,02) \qquad \qquad \qquad (0,08) \qquad \qquad \qquad (0,01) \\
 & + 0,0120CPIB_{t-1} - 0,0002\pi_{t-3} \qquad \qquad \qquad (6.4) \\
 & (0,00) \qquad \qquad \qquad (0,00)
 \end{aligned}$$

La coherencia de las dos estimaciones en cuanto a los resultados permite confirmar la hipótesis de Taylor para la economía uruguaya. Como se señaló en los antecedentes, la hipótesis de Taylor ha sido estudiada por numerosos autores para un gran número de economías. Para países industrializados, Goldfajn y Werlang (2000), Gagnon e Ihrig (2004), Bailliu y Fujii (2004) y Binici y Carrera (2006) encuentran evidencia a favor de la misma. Asimismo, la hipótesis es corroborada por Bravo y García (2002) para Chile, Winkelried (2003) para Perú, Mendoza (2004) para Venezuela y Nogueira (2010) para Brasil.

Este hallazgo podría sugerir que la consecución de un entorno inflacionario estable, como el que emergió hacia 1995 y se consolidó tras la crisis de 2002, estaría relacionado con la caída del *pass-through* en Uruguay en los últimos 15 años que encuentran Hagopian (2006) y López Mejía, Rebucci y Saizar (2008). A su vez, estos resultados tienen importantes implicancias para una economía pequeña y abierta como la uruguaya, sujeta a frecuentes shocks externos, ya que niveles bajos de inflación como los actuales permitirían utilizar el tipo de cambio como absorbedor de shocks en la medida que sus movimientos no se trasladarán a los precios en mayor medida. De hecho, los autores antes mencionados sugieren que, con el objetivo de ganar credibilidad, el Banco Central podría dejar flotar el tipo de cambio de forma más libre, a pesar de tener en cuenta la restricción que la alta dolarización de la economía impone a la anterior afirmación.

Otros autores como Winkelried (2003), Bailliu y Fujii (2004), Gagnon e Ihrig (2004) y Edwards (2006) investigan si el *pass-through* cayó como consecuencia de la aplicación de reformas más profundas en los regímenes monetarios. Así, encuentran evidencia de que la implementación de esquemas de *inflation targeting* o la asunción de un mayor compromiso por parte de la autoridad monetaria es determinante para explicar la caída del *pass-through*.

Para testear esta hipótesis, se estima nuevamente la ecuación lineal pero introduciendo una variable *dummy* “IT”, que adopta el valor 1 a partir del tercer trimestre de 2002 y 0 para el resto de las observaciones. La elección de esa fecha se corresponde con la implementación de una política monetaria activa en nuestro país y su acercamiento progresivo hacia un régimen de *inflation targeting*.

$$\begin{aligned}
 \Delta(LIPC_t) = & 0,3306\Delta(LIPC_{t-2}) + 0,1588\Delta(LIPC_{t-3}) + 0,3252\Delta(LIPC_{t-4}) \\
 & (0,08) \qquad \qquad \qquad (0,07) \qquad \qquad \qquad (0,07) \\
 + & 0,2662\Delta(LTC_{t-1}) * (1 - IT) + 0,0937\Delta(LTC_{t-1}) * IT + 0,0288\Delta(LPET_{t-1}) \\
 & (0,02) \qquad \qquad \qquad (0,08) \qquad \qquad \qquad (0,01) \\
 + & 0,0098CPIB_{t-1} - 0,0003II_{t-3} \qquad \qquad \qquad (6.5) \\
 & (0,00) \qquad \qquad \qquad (0,00)
 \end{aligned}$$

Como se aprecia, efectivamente hubo una fuerte caída en el *pass-through* a partir de la segunda mitad de 2002 situándose en 9,4%, mientras que para los años anteriores fue de 26,6%. El ajuste de este modelo resultó superior al del modelo lineal inicialmente estimado, las variables mantuvieron su significación y el test de Wald permite rechazar la hipótesis de igualdad de los coeficientes.

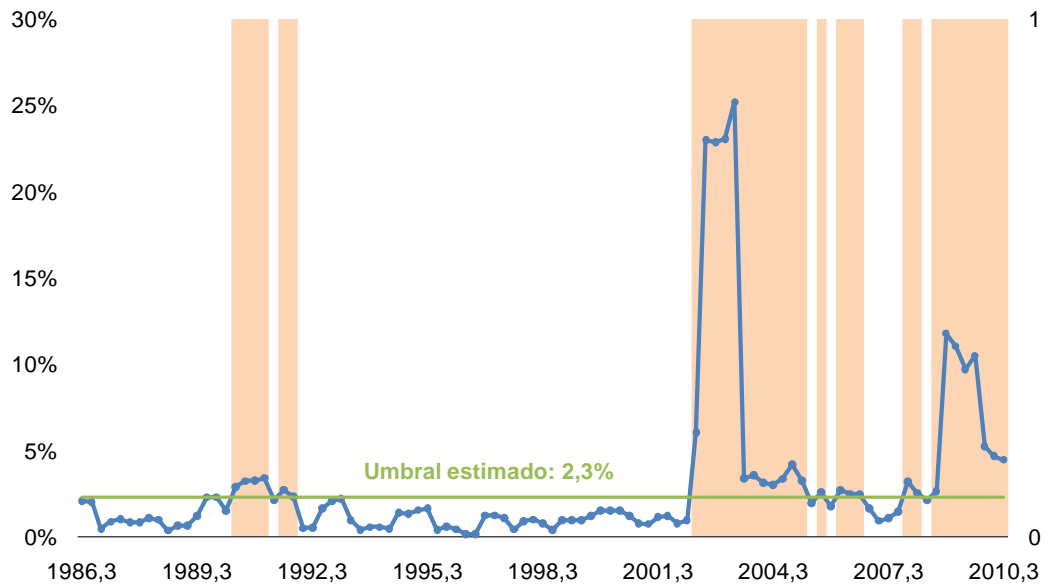
Por lo tanto, los resultados encontrados indicarían que las reformas en la política monetaria adoptadas en el país a partir del 2002 modificaron a la baja el impacto de las variaciones del tipo de cambio en los precios. Sin embargo, cabe señalar que el período en que se aplicó política monetaria

activa coincide con un lapso de baja inflación, por lo que la caída del *pass-through* puede deberse al entorno inflacionario más estable, como se concluyó en base a los modelos anteriores. Posiblemente, ambos factores se retroalimenten entre sí y en forma conjunta expliquen el descenso del *pass-through*.

### VI.3.3 Modelización no lineal 3: Volatilidad del tipo de cambio

Las estimaciones que se presentan a continuación pretenden testear si la volatilidad del tipo de cambio introduce no linealidades en la estimación del *pass-through*. Para ello se tomaron dos medidas de volatilidad, la primera es la desviación estándar móvil (cuatro trimestres) de la variación del tipo de cambio rezagada un período. El valor umbral estimado se situó en 2,3%.

**Figura 16: Desvío estándar de la variación del tipo de cambio**  
Período t-1



Los resultados encontrados muestran que el *pass-through* se comporta de forma asimétrica en relación a la volatilidad del tipo de cambio. Así, cuando la volatilidad se ubica por encima del umbral el *pass-through* es 9,8%, en tanto que aumenta a 25,1% si la medida de volatilidad considerada es inferior a 2,3%.

$$\begin{aligned}
 \Delta(LIPC_t) = & 0,3896\Delta(LIPC_{t-2}) + 0,1335\Delta(LIPC_{t-3}) + 0,3428\Delta(LIPC_{t-4}) \\
 & (0,06) \qquad \qquad \qquad (0,07) \qquad \qquad \qquad (0,07) \\
 + & 0,2507\Delta(LTC_{t-1}) * (1 - IE) + 0,0984\Delta(LTC_{t-1}) * IE + 0,0290\Delta(LPET_{t-1}) \\
 & (0,04) \qquad \qquad \qquad (0,02) \qquad \qquad \qquad (0,01) \\
 + & 0,0089CPIB_{t-1} - 0,0003TI_{t-3} \qquad \qquad \qquad (6.6) \\
 & (0,00) \qquad \qquad \qquad (0,00)
 \end{aligned}$$

Dado que la desviación estándar de la variación cambiara presenta algunas debilidades como aproximación al concepto de volatilidad<sup>15</sup>, se tomó una segunda medida de volatilidad del tipo de cambio. La misma sigue la metodología sugerida por McConnell y Perez-Quiros (2000), y puede dividirse en dos pasos. El primero es la estimación de un modelo simple que se aproxime a la serie cuya volatilidad se pretende analizar, en nuestro caso se modelizó la serie de la variación del tipo de cambio como un proceso AR(1):

$$y_t = \mu + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6.7)$$

Donde  $y_t$  es la variable de interés (en este caso, la variación del tipo de cambio nominal),  $\mu$  es una constante,  $\phi$  es el coeficiente de la variable rezagada y  $\varepsilon_t$  los residuos del modelo<sup>16</sup>.

El segundo paso consiste en realizar la siguiente transformación de los residuos estimados,  $\sqrt{\frac{\pi}{2}} \left| \hat{\varepsilon}_t \right|$ , dado que los autores demuestran que ésta permite obtener estimadores insesgados de la desviación estándar de los residuos, si éstos siguen una distribución normal. Esta transformación de

---

<sup>15</sup> Así calculada, la volatilidad podría ser similar tanto en períodos de importantes movimientos en el tipo de cambio como en períodos de relativa estabilidad de esta variable.

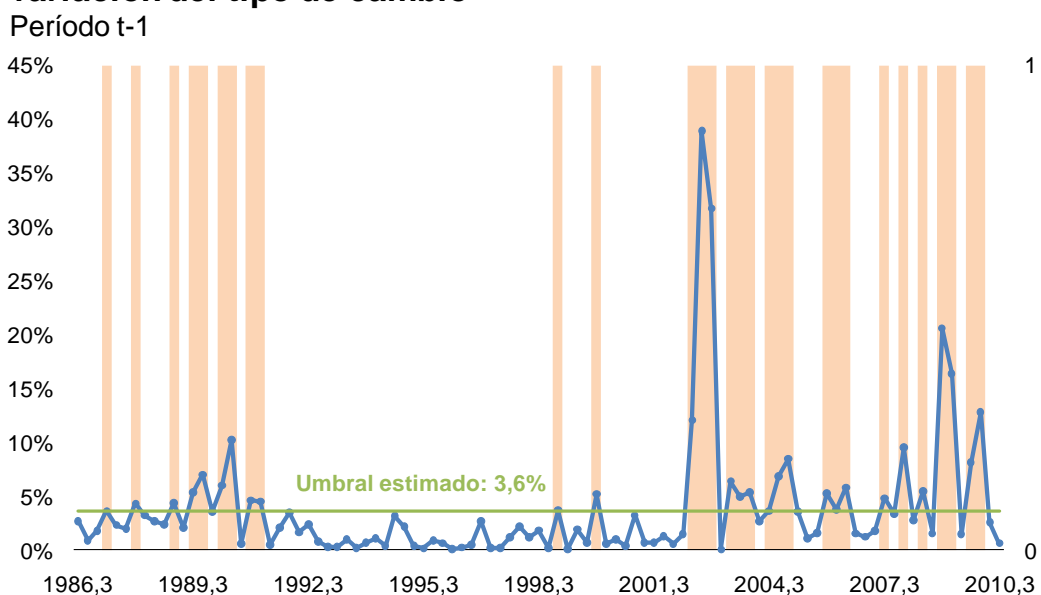
<sup>16</sup> La estimación del modelo se encuentra en el Anexo D.



los residuos estimados representa entonces la segunda medida de volatilidad.

El modelo estimado que se comenta a continuación utiliza como umbral la volatilidad del tipo de cambio recién descrita rezagada un período. El valor umbral hallado en este caso se ubicó en 3,6%.

**Figura 17: Residuos transformados de un AR(1) para la variación del tipo de cambio**



Los resultados encontrados tras estimar el segundo modelo son muy similares a los hallados en primera instancia. Concretamente, el *pass-through* asciende a 22% cuando la volatilidad del tipo de cambio se encuentra por debajo del valor umbral, descendiendo a 9,8% cuando la volatilidad es mayor. Cabe señalar que los dos modelos que utilizan a la volatilidad del tipo de cambio como umbral presentan un mejor ajuste que el lineal, todas

las variables resultan significativas y también se rechaza la hipótesis de igualdad de los coeficientes.

$$\begin{aligned}
 \Delta(LIPC_t) = & 0,4500\Delta(LIPC_{t-2}) + 0,1351\Delta(LIPC_{t-3}) + 0,3363\Delta(LIPC_{t-4}) \\
 & (0,07) \qquad \qquad \qquad (0,06) \qquad \qquad \qquad (0,07) \\
 & + 0,2196\Delta(LTC_{t-1}) * (1 - IE) + 0,0982\Delta(LTC_{t-1}) * IE + 0,0244\Delta(LPET_{t-1}) \\
 & (0,04) \qquad \qquad \qquad (0,02) \qquad \qquad \qquad (0,01) \\
 & + 0,0108CPIB_{t-1} - 0,0003TI_{t-3} \qquad \qquad \qquad (6.8) \\
 & (0,00) \qquad \qquad \qquad (0,00)
 \end{aligned}$$

Por lo tanto y en línea con lo descrito en la reseña teórica, en este trabajo se encuentra que cuanto menor la volatilidad del tipo de cambio, mayor la incidencia de éste sobre los precios.

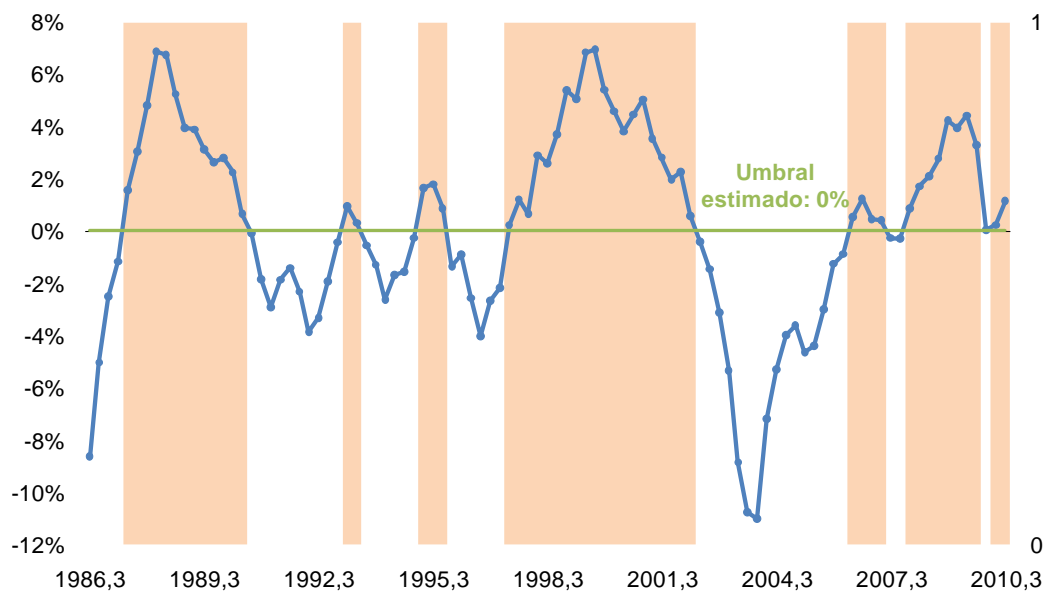
Estos hallazgos están en línea con los antecedentes señalados, como Binici y Carrera (2006) para países industrializados y Da Silva Correa y Minella (2006) para Brasil. Este último trabajo asocia la baja volatilidad del tipo de cambio con el período de tipo de cambio fijo durante el Plan Real y alta volatilidad con el período de flotación de la moneda brasileña. Siguiendo este razonamiento para la economía uruguaya, la caída del *pass-through* en los últimos años puede tener como una de sus causas el aumento de la volatilidad del tipo de cambio, asociado al régimen de flotación cambiaria vigente desde la segunda mitad de 2002.

#### VI.3.4 Modelización no lineal 4: Brecha de producto

El cuarto modelo testea posibles asimetrías en el *pass-through* en función del crecimiento de la economía. Para ello, se toma como variable umbral la brecha de producto en el período t-4. El valor umbral estimado se ubicó en 0%, por lo que un estado queda compuesto por observaciones en las que el PIB se sitúa por encima de su nivel de equilibrio y el otro agrupa las observaciones en las que el producto se encuentra por debajo de su nivel potencial.

**Figura 18: Brecha de producto**

Período t-4



Los resultados señalan que el *pass-through* se comporta asimétricamente en función del crecimiento económico y en el sentido esperado teóricamente. En concreto, cuando la brecha de producto es positiva cuatro per-

íodos atrás, el *pass-through* asciende a 18,5%. En tanto, cuando el PIB se sitúa por debajo de su nivel potencial, el *pass-through* se ubica en 7,9%. Por lo tanto, el nivel de *pass-through* en la economía uruguaya resulta mayor cuanto más sólido el crecimiento del PIB. El test de Wald indica que los coeficientes de *pass-through* son significativamente distintos, el error estándar encontrado evidencia un mejor ajuste de este modelo en relación al lineal y las variables incluidas permanecen significativas.

$$\begin{aligned}
 \Delta(LIPC_t) = & 0,3574\Delta(LIPC_{t-2}) + 0,2196\Delta(LIPC_{t-3}) + 0,3525\Delta(LIPC_{t-4}) \\
 & (0,07) \qquad \qquad \qquad (0,06) \qquad \qquad \qquad (0,07) \\
 + & 0,0793\Delta(LTC_{t-1}) * (1 - IE) + 0,1852\Delta(LTC_{t-1}) * IE + 0,0346\Delta(LPET_{t-1}) \\
 & (0,02) \qquad \qquad \qquad (0,03) \qquad \qquad \qquad (0,01) \\
 + & 0,0087CPIB_{t-1} - 0,0003II_{t-3} \qquad \qquad \qquad (6.9) \\
 & (0,00) \qquad \qquad \qquad (0,00)
 \end{aligned}$$

Estos hallazgos están en línea con lo encontrado por algunos estudios regionales como García y Restrepo (2001) y Bravo y García (2002) para la economía chilena, Winkelried (2003) para Perú y Da Silva Correa y Minella (2006) en relación a la economía brasileña. A su vez, los resultados encontrados están en la misma línea que los hallazgos de Varela y Vera (2002), quienes concluyen que el *pass-through* es un coeficiente que varía en el tiempo en función del desequilibrio del tipo de cambio real y de la brecha de producto. Respecto al último punto, los autores señalan que los precios reaccionan más enfáticamente a movimientos en el tipo de cam-

bio cuando la brecha de producto es positiva y lo hacen en menor medida cuando ésta se ubica por debajo de 0.

El menor coeficiente de *pass-through* encontrado cuando la economía se ubica por debajo de su nivel potencial podría ser uno de los factores que explique por qué la inflación no subió en forma más abrupta tras el abandono de las bandas cambiarias y la posterior suba del tipo de cambio a partir de julio de 2002. Este argumento también es esgrimido por Da Silva Correa y Minella (2006) para explicar el bajo nivel de *pass-through* que se observó en Brasil luego del colapso del Plan Real en enero de 1999.

**Figura 19: Síntesis de Resultados**

Variable Umbral	Régimen / Valor umbral estimado	Pass-through	Cantidad de observaciones	Error estándar de la regresión
Modelo lineal	1987,1 - 2010,3	10,7%	95	0,0104
Modelo lineal con <i>dummy</i> "IT"	1987,1 - 2002,2	26,6%	62	0,0102
	2002,3 - 2010,3	9,4%	33	
<b>Modelos no lineales</b>				
Variación del tipo de cambio en <i>t-2</i>	>16,2%	25,8%	7	0,0100
	< 16,2%	11,5%	88	
Inflación trimestral en <i>t-2</i>	> 8,4%	41,9%	37	0,0098
	< 8,4%	9,9%	58	
Inflación anual en <i>t-1</i>	> 37,2%	37,5%	36	0,0099
	< 37,2%	9%	59	
Volatilidad del tipo de cambio (desvío estándar en <i>t-1</i> )	> 2,3%	9,8%	32	0,0097
	< 2,3%	25,1%	63	
Volatilidad del tipo de cambio (residuos AR(1) transformados en <i>t-1</i> )	> 3,6%	9,8%	30	0,0097
	< 3,6%	22,0%	65	
Brecha de producto en <i>t-4</i>	> 0%	18,5%	52	0,0099
	< 0%	7,9%	43	

## VII. CONCLUSIONES

A partir del año 2002 el Banco Central lleva a cabo un régimen de política monetaria activa que se acerca paulatinamente a un esquema de *inflation targeting*. Este permite a la autoridad monetaria manejar todos los instrumentos que crea pertinente para lograr un nivel de inflación bajo y estable, que se considera su objetivo prioritario. Así, la credibilidad y transparencia alcanzadas son factores fundamentales para el buen funcionamiento de esta modalidad de conducción. Por esta razón, es considerada de vital importancia la cabal comprensión del funcionamiento de los mecanismos de transmisión de la política monetaria. En particular, el tipo de cambio es uno de los canales a través del cual la política monetaria puede influir en los precios o en la demanda.

La presente investigación buscó aportar evidencia que permita tener un mayor conocimiento del comportamiento del *pass-through* de tipo de cambio a precios en Uruguay. En primer lugar, se estimó una curva de Phillips de corto plazo para el período 1987-2010. Los resultados arrojaron un coeficiente de *pass-through* de 10,7% de un trimestre a otro.

En segundo lugar, en base a la estimación anterior se aplicó la metodología *TAR*, que permite estudiar asimetrías en el comportamiento del *pass-through*. Así, se buscó no linealidades del mismo con respecto a la

depreciación cambiaria, el nivel de inflación, la volatilidad del tipo de cambio y la brecha de producto.

Los resultados encontrados señalan que el *pass-through* es asimétrico con respecto a la magnitud de la depreciación, ante grandes subas del tipo de cambio éste es mucho mayor en relación a depreciaciones moderadas o apreciaciones. De este resultado, se deriva que evitar saltos bruscos del tipo de cambio es aconsejable para el control de la inflación.

Por su parte, el nivel de inflación también constituye un factor determinante en el comportamiento del *pass-through*. En efecto, cuando la inflación es moderada el *pass-through* es mucho menor que ante un contexto inflacionario alto. Se puede concluir entonces que se cumple la hipótesis de Taylor para la economía uruguaya. Por otro lado, este hallazgo podría estar detrás de la caída del *pass-through* que señalan otras investigaciones desde la segunda mitad de los noventa.

Relacionado al nivel inflacionario, se investigó a su vez si el cambio de régimen monetario tras el abandono de las bandas cambiarias en 2002 repercutió en el nivel de *pass-through*. Este trabajo encontró una fuerte reducción de dicho coeficiente a partir de la implementación de política monetaria activa. Como algunos autores concluyen para otras economías, el mayor compromiso y credibilidad de la autoridad monetaria en el control

de la inflación parecería incidir en la relación entre tipo de cambio y precios.

Al considerar como variable umbral la volatilidad del tipo de cambio, también se encontraron asimetrías en el comportamiento del *pass-through*. Cuando la volatilidad es mayor, variaciones en el tipo de cambio son trasladadas a los precios en menor medida que cuando la volatilidad es baja. La flotación actual de la moneda doméstica y por tanto su mayor volatilidad en relación al período de tipo de cambio fijo, podría ser un factor adicional para explicar la caída del *pass-through* en la economía uruguaya.

De esta forma, con un entorno inflacionario estable como el actual y flexibilidad cambiaria, el tipo de cambio podría funcionar como absorbedor de shocks, en tanto sus movimientos no serán trasladados a precios en magnitudes importantes. Así, ante presiones alcistas moderadas sobre el tipo de cambio, el Banco Central podría reducir eventuales intervenciones cambiarias, ganando credibilidad en su objetivo último de estabilizar los precios.

Finalmente, se encontró que el *pass-through* es no lineal respecto de la evolución cíclica del PIB. Concretamente, cuando la economía se sitúa por encima de su nivel potencial la relación entre el tipo de cambio y los precios se hace más fuerte, mientras que cuando la brecha de producto



es negativa el *pass-through* resulta menor. De cualquier modo y a la luz del fuerte crecimiento económico observado en los últimos años, su influencia en el *pass-through* seguramente fue contrarrestada por el comportamiento de las anteriores variables, que jugaron a favor de la reducción del *pass-through*.

De hecho, la caída de dicho coeficiente a partir de la segunda mitad de la década del 90' se da en línea con el descenso de la inflación en esos años. Así, parecería que fuera esta variable en última instancia la que alentó la caída del *pass-through*. Adicionalmente, la apreciación del tipo de cambio y su mayor volatilidad se erigen como otros factores relevantes luego de la crisis de 2002, reforzando el efecto de la inflación.

Si bien los resultados aquí presentados representan algunas primeras evidencias respecto de cómo actúa el traslado a precios de las variaciones del tipo de cambio, es preciso realizar algunas puntualizaciones. En primer lugar, se considera una limitante en la presente investigación el hecho de que en todos los casos se estimaron modelos uniecuacionales. De hecho, esta metodología puede no considerar de manera completamente adecuada<sup>17</sup> la eventual endogeneidad que pudiera existir entre las variables consideradas, al tiempo que podría estar incurriéndose en pérdidas de información en tanto existan relaciones de largo plazo entre

---

<sup>17</sup> No obstante ello, cabe recordar que las variables explicativas se consideraron siempre en forma rezagada.

estas variables. En concreto, se estarían obviando los posibles efectos que la inflación ejerce sobre el tipo de cambio, el PIB o la tasa de interés. En este sentido, futuras investigaciones podrían levantar esta limitante adoptando metodologías que tengan en cuenta estos aspectos, como la estimación de un modelo *VECM* (*Vector Error Correction Model*). Dicha modelización permite estudiar la relación de largo plazo entre las variables, así como captar la dinámica de corto plazo de las mismas y la velocidad de ajuste al equilibrio.

Por otra parte, los problemas de endogeneidad pueden resultar incluso más evidentes en el caso de la consideración de asimetrías respecto del nivel inflacionario. Sin embargo, para relativizar esta limitante, el umbral inflacionario se definió considerando las variaciones en períodos rezagados.

Tres posibles extensiones se sugieren al presente trabajo. En primer lugar, el empleo de modelos multivariantes multiecuacionales para el estudio de no linealidades en el *pass-through*. En segundo lugar, investigar de manera cuantitativa el peso relativo de las variables macroeconómicas consideradas en este trabajo en la evolución del *pass-through*. En tercer lugar, estudiar la influencia de aspectos microeconómicos en el *pass-through*, tales como el grado de concentración de las industrias o el peso de los insumos importados en la estructura de costos de las empresas.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABOAL, Diego; Bibiana LANZILOTTA; Marcelo PERERA. *¿Flotación de jure y de facto? La Política Monetaria-Cambiaría en el Período Pos Crisis en Uruguay*. Marzo 2006. Centro de Investigaciones Económicas (CINVE).

ABOAL, Diego; Fernando LORENZO; Nelson NOYA. *La Inflación como Objetivo en Uruguay: Consideraciones sobre los Mecanismos de Transmisión de la Política Monetaria y Cambiaría*. Junio 2002. Centro de Investigaciones Económicas (CINVE).

BABIHUGA, Rita; Gastón GELÓS. *Commodity Prices: Their Impact on Inflation in Uruguay*. 2009. Uruguay: Selected Issues, IMF Staff Country Report 09/103.

BAILLIU, Jeannine; Eiji FUJII. *Exchange Rate Pass-through and the Inflation Environment in Industrialized Countries: An Empirical Investigation*. Junio 2004. Bank of Canada.

BELLOD REDONDO, José Francisco. *La Curva de Phillips y la Crítica de Friedman*. Diciembre 2007. Departamento de Economía. Universidad Politécnica de Cartagena.

BERNANKE, Ben. *A Perspective on Inflation Targeting*. Marzo 2003. Board of Governors of the Federal Reserve System.

BINICI, Mahir; César CARRERA. *Pass-Through del tipo de cambio y política monetaria: Evidencia empírica de los países de la OECD*. Octubre 2006. Banco Central de Reserva del Perú.

BIRCHENALL JIMENEZ, Javier Arturo. *La Curva de Phillips, la Crítica de Lucas y la persistencia de la Inflación en Colombia*. Abril 1999. Archivos de Macroeconomía. Departamento Nacional de Planeación. Colombia.

BORENSZTEIN, Eduardo; José DE GREGORIO. *Devaluation and Inflation After Currency Crises*. Febrero 1999. Fondo Monetario Internacional.

BRAVO, Héctor; Carlos GARCÍA. *Medición de la Política Monetaria y el Traspaso (Pass-through) en Chile*. Diciembre 2002. Revista Economía Chilena. Vol. 5, No. 3, págs. 5-28. Banco Central de Chile.

CA' ZORZI, Michele; Elke HAHN; Marcelo SÁNCHEZ. *Exchange Rate Pass-through in Emerging Markets*. Marzo 2007. European Central Bank.

CAMPA, José Manuel; Linda GOLDBERG. *Exchange Rate Pass-through into Import Prices: a Macro or Micro Phenomenon?* Mayo 2002. National Bureau of Economic Research.

CECCHETTI, Stephen; Alfonso FLORES LAGUNES; Stefan KRAUSE. *Assessing the Sources of Changes in the Volatility of Real Growth*. Enero 2006. National Bureau of Economic Research.

CHIESA, Pablo; Paula GARDA; María José ZERBINO. *Efectos Reales de la Política Monetaria en Uruguay: Una aproximación al estudio de los canales de la tasa de interés y del crédito bancario*. Noviembre 2004. Trabajo de Investigación Monográfico. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración. Universidad de la Republica Oriental del Uruguay.

CRUZ-RODRÍGUEZ, Alexis. *A Phillips Curve to the Dominican Republic*. Febrero 2008. Universidad Católica Santo Domingo and Empírica.

CURTI, Dardo. *La política monetaria en tiempos de agregados: el caso de Uruguay entre 2003 y 2007*. Agosto 2008. Banco Central del Uruguay.

DA SILVA CORREA, Arnildo; André MINELLA. *Nonlinear Mechanisms of the Exchange Rate Pass-through: a Phillips Curve Model with Threshold*. Noviembre 2006. Banco Central do Brasil.

EDWARDS, Sebastian. *The Relationship between Exchange Rates and Inflation Targeting Revisited*. Abril 2006. National Bureau of Economic Research.

FERNÁNDEZ, Adrián; Bibiana LANZILOTTA; Gonzalo ZUNINO. *Análisis de la Persistencia Inflacionaria en Uruguay a través de Pruebas de Estabilidad Paramétricas*. 2010. Centro de Investigaciones Económicas (CIN-VE).

FERNÁNDEZ, Rosanna. *El Plan de Estabilización de 1990*. Noviembre 1997. Revista de Economía. Vol. 4, No. 2, págs. 185-207. Banco Central del Uruguay.

FERREIRA, Mariana. *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Uruguay: una aproximación al canal de tasas de interés y del crédito*. 2007. Tesis de Magíster en Economía. Universidad Católica de Chile.

GAGNON, Joseph; Jane IHRIG. *Monetary Policy and Exchange Rate Pass-through*. Junio 2004. Board of Governors of the Federal Reserve System.

GARCÍA, Carlos José; Jorge Enrique RESTREPO. *Price Inflation and Exchange Rate Pass-through in Chile*. Noviembre 2001. Banco Central de Chile.

GOLDFAJN, Ilan; Sergio WERLANG. *The Pass-through from Depreciation to Inflation: a Panel Study*. Abril 2000. Departamento de Economía. Pontificia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

GORDON, Robert. *The History of the Phillips Curve: Consensus and Bifurcation*. Marzo 2009. Northwestern University, NBER y CEPR.

GRAMOSO, Daniel. *Dinámica no lineal de la tasa de desempleo de Montevideo*. Abril 2003. Trabajo de Investigación Monográfico. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración. Universidad de la Republica Oriental del Uruguay.

HAGOPIAN, Karine. *Pass-through del Tipo de Cambio a Precios: La Cadena de Distribución*. Diciembre 2006. Tesis de Magíster en Economía. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración. Universidad de la Republica Oriental del Uruguay.

LEÓN, Jorge; Ana Patricia MORERA; Welmer RAMOS. *El Pass-through del Tipo de Cambio: Un Análisis para la Economía Costarricense de 1991 al 2001*. Diciembre 2001. Banco Central de Costa Rica.

LÓPEZ MEJÍA, Alejandro; Alessandro REBUCCI; Carolina SAIZAR. *Pass-through, Dollarization, and Credibility in Uruguay*. 2008. Uruguay: Selected Issues, IMF Staff Country Report 08/46.

LÓPEZ, Enrique; Martha MISAS. *Un Examen Empírico de la Curva de Phillips en Colombia*. Marzo 1999. Banco de la República de Colombia.

MADRIGAL, Jorge; Carlos TORRES; Loreley VILLALOBOS. *Mecanismo de Transmisión de la Política Monetaria: Marco Conceptual (Primer Documento)*. Abril 1999. Banco Central de Costa Rica.

McCONNELL, Margaret; Gabriel PEREZ QUIROS. *Output Fluctuations in the United States: What Has Changed Since the Early 1980s?* Febrero 2000. Federal Reserve Bank of New York.

MENDOZA, Omar. *Las asimetrías del pass-through en Venezuela*. Setiembre 2004. Banco Central de Venezuela.

MIES, Verónica; Felipe MORANDÉ; Matías TAPIA. *Política Monetaria y Mecanismos de Transmisión: Nuevos Elementos para una Vieja Discusión*. Setiembre 2002. Banco Central de Chile.

MILLER, Shirley. *Estimación del Pass-through del Tipo de Cambio a Precios: 1995-2002*. 2003. Banco Central de Reserva del Perú.

MISHKIN, Frederic. *The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy*. Febrero 1996. National Bureau of Economic Research.

NIGRINIS OSPINA, Mario. *¿Es Lineal la Curva de Phillips en Colombia?* Diciembre 2003. Tesis de Magíster en Economía. Universidad de los Andes.

NOGUEIRA, Reginaldo Pinto. *Inflation Environment and Lower Exchange Rate Pass-through in Brazil: Is There a Relationship?* 2010. Revista Brasileira de Economia. Vol. 64, No. 1, págs. 49-56. Fundación Getulio Vargas.

OCHOA, Juan Marcelo. *Eficiencia de la Política Monetaria en Chile. ¿Existieron Mejoras?* Abril 2009. Revista Economía Chilena. Vol. 12, No. 1, págs. 39-49. Banco Central de Chile.

POSEDEL, Petra; Josic TICA. *Threshold Autoregressive Model of Exchange Rate Pass through Effect: The Case of Croatia*. 2007. Faculty of Economics and Business. University of Zagreb.

TAYLOR, John. *Low Inflation, Pass-through, and the Pricing Power of Firms*. 2000. Stanford University.

TSAY, Ruey. *Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes*. Marzo 1989. Journal of The American Statistical Association. Vol. 84, No. 405, págs 231-240.

VARELA, Gonzalo; Cecilia VERA. *Mecanismos de transmisión de la política monetario-cambiaría a precios*. Mayo 2002. Trabajo de Investigación Monográfico. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración. Universidad de la Republica Oriental del Uruguay.

WINKELRIED, Diego. *¿Es asimétrico el Pass-through en el Perú?: Un análisis agregado*. 2003. Banco Central de Reserva del Perú.

ZUNINO, Gonzalo. *Volatilidad del Producto y la Inflación en Uruguay. ¿Cuál fue el rol de la política monetaria?* Diciembre 2009. Trabajo de Investigación Monográfico. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración. Universidad de la Republica Oriental del Uruguay.

## ANEXO A: MODELO LINEAL Y TEST SOBRE LOS RESIDUOS

### 1. Estimación completa del modelo lineal

Modelo lineal				
Variable dependiente: D(LIPC)				
Método: MCO				
Muestra: 1987Q1 2010Q3				
Observaciones: 95				
Variables explicativas	Coeficiente	Error estándar	Estadístico <i>t</i>	p-valor
D(LIPC(-2))	0.4103	0.0726	5.6490	0.0000
D(LIPC(-3))	0.1855	0.0651	2.8471	0.0056
D(LIPC(-4))	0.3696	0.0722	5.1180	0.0000
<b>D(LTC(-1))</b>	<b>0.1073</b>	<b>0.0215</b>	<b>4.9955</b>	<b>0.0000</b>
D(LPET(-1))	0.0298	0.0083	3.6027	0.0005
CIPIB(-1)	0.0107	0.0037	2.9078	0.0047
TI(-3)	-0.0003	0.0001	-3.7915	0.0003
D(FE>=198803)	0.0372	0.0109	3.4012	0.0010
D(FE>=198804)	0.0397	0.0106	3.7623	0.0003
D(FE>=199002)	0.0500	0.0109	4.5843	0.0000
D(FE>=199003)	0.0672	0.0132	5.1103	0.0000
D(FE>=199004)	0.0439	0.0114	3.8614	0.0002
D(FE>=200203)	0.0747	0.0089	8.3542	0.0000
MA(1)	0.6314	0.0962	6.5647	0.0000
R <sup>2</sup>	0.9724			
R <sup>2</sup> ajustado	0.9679			
Error estándar regresión	0.0104			
Suma residuos al cuadrado	0.0088			
Criterio de Akaike	-6.1506			

## 2. Correlograma de los residuos

Sample: 1987Q1 2010Q3

Included observations: 95

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.060	0.060	0.3582	
		2	0.083	0.080	1.0407	0.308
		3	0.080	0.071	1.6842	0.431
		4	0.002	-0.013	1.6846	0.640
		5	-0.154	-0.168	4.1279	0.389
		6	0.126	0.144	5.7802	0.328
		7	-0.009	0.003	5.7884	0.447
		8	-0.069	-0.071	6.2877	0.507
		9	-0.206	-0.235	10.855	0.210
		10	-0.147	-0.149	13.193	0.154
		11	-0.257	-0.171	20.413	0.026
		12	-0.085	-0.038	21.212	0.031
		13	0.135	0.197	23.273	0.025
		14	-0.105	-0.149	24.534	0.027
		15	-0.013	-0.025	24.553	0.039
		16	0.193	0.190	28.884	0.017
		17	-0.102	-0.084	30.105	0.017
		18	-0.054	-0.081	30.453	0.023
		19	0.103	-0.073	31.746	0.024
		20	0.078	0.018	32.491	0.027
		21	0.094	0.114	33.595	0.029
		22	0.008	-0.109	33.604	0.040
		23	-0.009	-0.080	33.615	0.054
		24	-0.010	0.059	33.628	0.071
		25	-0.147	-0.114	36.471	0.049
		26	-0.003	-0.008	36.472	0.065
		27	-0.036	0.001	36.646	0.080
		28	0.044	0.028	36.906	0.097
		29	0.016	-0.037	36.943	0.120
		30	-0.072	-0.001	37.679	0.130



### 3. Correlograma de los residuos al cuadrado

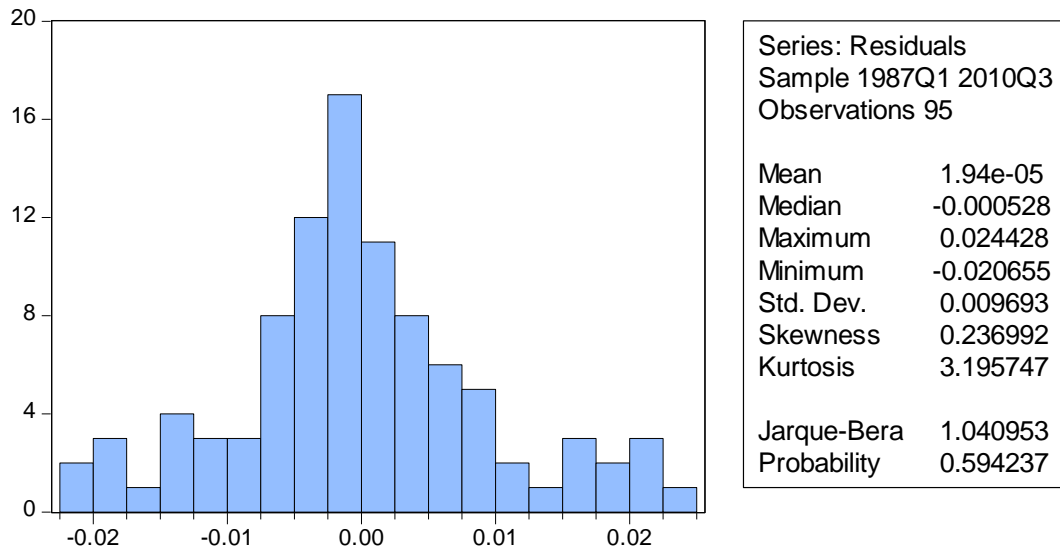
Sample: 1987Q1 2010Q3

Included observations: 95

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.017	0.017	0.0299
		2	-0.064	-0.064	0.4343
		3	0.071	0.074	0.9376
		4	0.083	0.077	1.6374
		5	0.030	0.037	1.7311
		6	0.161	0.168	4.4244
		7	0.165	0.161	7.2853
		8	0.064	0.083	7.7182
		9	0.043	0.048	7.9155
		10	-0.023	-0.059	7.9709
		11	-0.018	-0.063	8.0056
		12	0.150	0.092	10.501
		13	-0.010	-0.080	10.511
		14	0.068	0.049	11.037
		15	-0.017	-0.069	11.070
		16	0.057	0.053	11.451
		17	-0.046	-0.044	11.696
		18	-0.070	-0.097	12.281
		19	0.162	0.148	15.483
		20	0.030	-0.005	15.597
		21	-0.084	-0.064	16.475
		22	0.015	0.022	16.502
		23	-0.037	-0.078	16.673
		24	-0.085	-0.069	17.607
		25	-0.032	-0.048	17.745
		26	0.054	-0.010	18.138
		27	-0.108	-0.084	19.732
		28	-0.072	-0.092	20.455
		29	-0.033	0.005	20.611
		30	0.028	0.103	20.725

#### 4. Test de normalidad de Jarque-Bera de los residuos



## ANEXO B: MODELOS NO LINEALES

<b>Modelo 1 - Umbral: Variación del tipo de cambio</b>				
Variable dependiente: D(LIPC)				
Método: MCO				
Muestra: 1987Q1 2010Q3				
Observaciones: 95				
Variables explicativas	Coefficiente	Error estándar	Estadístico <i>t</i>	p-valor
D(LIPC(-2))	0.3999	0.0694	5.7650	0.0000
D(LIPC(-3))	0.1507	0.0636	2.3716	0.0201
D(LIPC(-4))	0.3899	0.0698	5.5887	0.0000
<b>D(LTC(-1))*(1-IE)</b>	<b>0.1150</b>	<b>0.0209</b>	<b>5.4981</b>	<b>0.0000</b>
<b>D(LTC(-1))*IE</b>	<b>0.2582</b>	<b>0.0576</b>	<b>4.4861</b>	<b>0.0000</b>
D(LPET(-1))	0.0281	0.0080	3.5142	0.0007
CIPIB(-1)	0.0114	0.0035	3.2288	0.0018
TI(-3)	-0.0003	0.0001	-3.9780	0.0002
D(FE>=198803)	0.0372	0.0105	3.5374	0.0007
D(FE>=198804)	0.0415	0.0102	4.0855	0.0001
D(FE>=199002)	0.0411	0.0108	3.7985	0.0003
D(FE>=199003)	0.0396	0.0160	2.4781	0.0153
D(FE>=199004)	0.0284	0.0122	2.3260	0.0225
D(FE>=200203)	0.0729	0.0086	8.4488	0.0000
MA(1)	0.6278	0.0960	6.5411	0.0000
R <sup>2</sup>	0.9748			
R <sup>2</sup> ajustado	0.9704			
Error estándar regresión	0.0100			
Suma residuos al cuadrado	0.0080			
Criterio de Akaike	-6.2238			

**Modelo 2a - Umbral: Inflación trimestral**

Variable dependiente: D(LIPC)

Método: MCO

Muestra: 1987Q1 2010Q3

Observaciones: 95

Variables explicativas	Coefficiente	Error estándar	Estadístico <i>t</i>	p-valor
D(LIPC(-2))	0.1770	0.0880	2.0121	0.0476
D(LIPC(-3))	0.1671	0.0691	2.4186	0.0179
D(LIPC(-4))	0.2937	0.0680	4.3168	0.0000
<b>D(LTC(-1))*(1-IE)</b>	<b>0.0994</b>	<b>0.0206</b>	<b>4.8256</b>	<b>0.0000</b>
<b>D(LTC(-1))*IE</b>	<b>0.4191</b>	<b>0.0843</b>	<b>4.9700</b>	<b>0.0000</b>
D(LPET(-1))	0.0280	0.0079	3.5277	0.0007
CIPIB(-1)	0.0127	0.0031	4.0365	0.0001
TI(-3)	-0.0002	0.0001	-2.5950	0.0112
D(FE>=198803)	0.0325	0.0105	3.1110	0.0026
D(FE>=198804)	0.0330	0.0101	3.2600	0.0016
D(FE>=199002)	0.0428	0.0106	4.0341	0.0001
D(FE>=199003)	0.0430	0.0132	3.2498	0.0017
D(FE>=199004)	0.0497	0.0108	4.6053	0.0000
D(FE>=200203)	0.0756	0.0091	8.2914	0.0000
MA(1)	0.4520	0.1106	4.0886	0.0001
R <sup>2</sup>	0.9757			
R <sup>2</sup> ajustado	0.9715			
Error estándar regresión	0.0098			
Suma residuos al cuadrado	0.0078			
Criterio de Akaike	-6.2600			

<b>Modelo 2b - Umbral: Inflación anual</b>				
Variable dependiente: D(LIPC)				
Método: MCO				
Muestra: 1987Q1 2010Q3				
Observaciones: 95				
Variables explicativas	Coefficiente	Error estándar	Estadístico <i>t</i>	p-valor
D(LIPC(-2))	0.2513	0.0805	3.1211	0.0025
D(LIPC(-3))	0.1345	0.0709	1.8970	0.0614
D(LIPC(-4))	0.2871	0.0704	4.0757	0.0001
<b>D(LTC(-1))*(1-IE)</b>	<b>0.0903</b>	<b>0.0214</b>	<b>4.2177</b>	<b>0.0001</b>
<b>D(LTC(-1))*IE</b>	<b>0.3753</b>	<b>0.0822</b>	<b>4.5670</b>	<b>0.0000</b>
D(LPET(-1))	0.0271	0.0080	3.3660	0.0012
CIPIB(-1)	0.0120	0.0033	3.6834	0.0004
TI(-3)	-0.0002	0.0001	-2.3592	0.0208
D(FE>=198803)	0.0329	0.0106	3.1166	0.0025
D(FE>=198804)	0.0339	0.0102	3.3220	0.0013
D(FE>=199002)	0.0430	0.0107	4.0043	0.0001
D(FE>=199003)	0.0451	0.0136	3.3181	0.0014
D(FE>=199004)	0.0470	0.0109	4.3254	0.0000
D(FE>=200203)	0.0761	0.0090	8.4348	0.0000
MA(1)	0.5012	0.1074	4.6649	0.0000
R <sup>2</sup>	0.9753			
R <sup>2</sup> ajustado	0.9709			
Error estándar regresión	0.0099			
Suma residuos al cuadrado	0.0079			
Criterio de Akaike	-6.2405			

<b>Modelo 2c - Inflation Targeting</b>				
Variable dependiente: D(LIPC)				
Método: MCO				
Muestra: 1987Q1 2010Q3				
Observaciones: 95				
Variables explicativas	Coefficiente	Error estándar	Estadístico <i>t</i>	p-valor
D(LIPC(-2))	0.3306	0.0775	4.2679	0.0001
D(LIPC(-3))	0.1588	0.0697	2.2792	0.0253
D(LIPC(-4))	0.3252	0.0720	4.5145	0.0000
<b>D(LTC(-1))*(1-IT)</b>	<b>0.2662</b>	<b>0.0223</b>	<b>4.2002</b>	<b>0.0008</b>
<b>D(LTC(-1))*IT</b>	<b>0.0937</b>	<b>0.0766</b>	<b>3.4769</b>	<b>0.0001</b>
D(LPET(-1))	0.0288	0.0082	3.4985	0.0008
CIPIB(-1)	0.0098	0.0035	2.7970	0.0065
TI(-3)	-0.0003	0.0001	-3.1903	0.0020
D(FE>=198803)	0.0353	0.0108	3.2598	0.0016
D(FE>=198804)	0.0372	0.0104	3.5666	0.0006
D(FE>=199002)	0.0459	0.0110	4.1872	0.0001
D(FE>=199003)	0.0543	0.0139	3.9042	0.0002
D(FE>=199004)	0.0452	0.0112	4.0476	0.0001
D(FE>=200203)	0.0792	0.0092	8.6498	0.0000
MA(1)	0.5589	0.1026	5.4487	0.0000
R <sup>2</sup>	0.9737			
R <sup>2</sup> ajustado	0.9691			
Error estándar regresión	0.0102			
Suma residuos al cuadrado	0.0084			
Criterio de Akaike	-6.1793			

<b>Modelo 3a - Umbral: Volatilidad del tipo de cambio (desvío estándar)</b>				
Variable dependiente: D(LIPC)				
Método: MCO				
Muestra: 1987Q1 2010Q3				
Observaciones: 95				
Variables explicativas	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	p-valor
D(LIPC(-2))	0.3896	0.0657	5.9279	0.0000
D(LIPC(-3))	0.1335	0.0677	1.9733	0.0519
D(LIPC(-4))	0.3428	0.0662	5.1760	0.0000
<b>D(LTC(-1))*(1-IE)</b>	<b>0.2507</b>	<b>0.0414</b>	<b>6.0598</b>	<b>0.0000</b>
<b>D(LTC(-1))*IE</b>	<b>0.0984</b>	<b>0.0203</b>	<b>4.8570</b>	<b>0.0000</b>
D(LPET(-1))	0.0290	0.0078	3.7179	0.0004
CIPIB(-1)	0.0089	0.0033	2.7406	0.0076
TI(-3)	-0.0003	0.0001	-3.6754	0.0004
D(FE>=198803)	0.0339	0.0103	3.2754	0.0016
D(FE>=198804)	0.0355	0.0099	3.5883	0.0006
D(FE>=199002)	0.0435	0.0104	4.1778	0.0001
D(FE>=199003)	0.0817	0.0122	6.6771	0.0000
D(FE>=199004)	0.0575	0.0110	5.2413	0.0000
D(FE>=200203)	0.0782	0.0087	9.0027	0.0000
MA(1)	0.5218	0.1038	5.0276	0.0000
R <sup>2</sup>	0.9763			
R <sup>2</sup> ajustado	0.9722			
Error estándar regresión	0.0097			
Suma residuos al cuadrado	0.0076			
Criterio de Akaike	-6.2851			

<b>Modelo 3b - Umbral: Volatilidad del tipo de cambio (residuos transformados)</b>				
Variable dependiente: D(LIPC)				
Método: MCO				
Muestra: 1987Q1 2010Q3				
Observaciones: 95				
Variables explicativas	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	p-valor
D(LIPC(-2))	0.4500	0.0674	6.6735	0.0000
D(LIPC(-3))	0.1351	0.0583	2.3152	0.0232
D(LIPC(-4))	0.3363	0.0688	4.8895	0.0000
<b>D(LTC(-1))*(1-IE)</b>	<b>0.2196</b>	<b>0.0369</b>	<b>5.9536</b>	<b>0.0000</b>
<b>D(LTC(-1))*IE</b>	<b>0.0982</b>	<b>0.0204</b>	<b>4.8087</b>	<b>0.0000</b>
D(LPET(-1))	0.0244	0.0078	3.1368	0.0024
CIPIB(-1)	0.0108	0.0035	3.0763	0.0029
TI(-3)	-0.0003	0.0001	-4.0523	0.0001
D(FE>=198803)	0.0371	0.0101	3.6721	0.0004
D(FE>=198804)	0.0246	0.0107	2.2987	0.0241
D(FE>=199002)	0.0646	0.0110	5.8984	0.0000
D(FE>=199003)	0.0754	0.0127	5.9206	0.0000
D(FE>=199004)	0.0322	0.0109	2.9487	0.0042
D(FE>=200203)	0.0757	0.0081	9.3175	0.0000
MA(1)	0.6760	0.0884	7.6498	0.0000
R <sup>2</sup>	0.9762			
R <sup>2</sup> ajustado	0.9721			
Error estándar regresión	0.0097			
Suma residuos al cuadrado	0.0076			
Criterio de Akaike	-6.2809			



<b>Modelo 4 - Umbral: Brecha de producto</b>				
Variable dependiente: D(LIPC)				
Método: MCO				
Muestra: 1987Q1 2010Q3				
Observaciones: 95				
Variables explicativas	Coefficiente	Error estándar	Estadístico <i>t</i>	p-valor
D(LIPC(-2))	0.3574	0.0678	5.2703	0.0000
D(LIPC(-3))	0.2196	0.0644	3.4093	0.0010
D(LIPC(-4))	0.3525	0.0678	5.1985	0.0000
<b>D(LTC(-1))*(1-IE)</b>	<b>0.0793</b>	<b>0.0225</b>	<b>3.5259</b>	<b>0.0007</b>
<b>D(LTC(-1))*IE</b>	<b>0.1852</b>	<b>0.0321</b>	<b>5.7786</b>	<b>0.0000</b>
D(LPET(-1))	0.0346	0.0082	4.1974	0.0001
CIPIB(-1)	0.0087	0.0034	2.5693	0.0120
TI(-3)	-0.0003	0.0001	-3.5260	0.0007
D(FE>=198803)	0.0342	0.0105	3.2704	0.0016
D(FE>=198804)	0.0363	0.0101	3.5970	0.0006
D(FE>=199002)	0.0445	0.0105	4.2300	0.0001
D(FE>=199003)	0.0551	0.0126	4.3592	0.0000
D(FE>=199004)	0.0510	0.0109	4.6727	0.0000
D(FE>=200203)	0.0766	0.0088	8.7194	0.0000
MA(1)	0.5450	0.1032	5.2830	0.0000
R <sup>2</sup>	0.9753			
R <sup>2</sup> ajustado	0.9710			
Error estándar regresión	0.0099			
Suma residuos al cuadrado	0.0079			
Criterio de Akaike	-6.2426			

## Programa utilizado para la estimación de los umbrales

```
@ Programa EST SWMOD umbrales pass through.prg
@ Estimar un modelo SW MODEL
@ Se corre para una variable denominada Y
@ Variables explicativas: X1, X2, ..., Xk
@ Variable Threshold: Z
@ Requiere como parámetros:
@ * Tamaño de la muestra - %0 (100)
@ * Inicio de la muestra: 1985.04
```

```
@@@@@@@@@umbral: Variación trimestral del tipo de cambio en el período t-2
```

```
genr y=d(lipc)
genr Z= ((tc(-2)-tc(-3))/tc(-3))*100
```

```
@
scalar piso = @floor(0.1*%0)
scalar largo = @floor(0.90*%0) - piso
scalar cmin1
vector(largo) ssrvec
@
genr orden = @trend
sort Z
vector cvals = @convert(Z)
sort orden
scalar cmin1 = cvals(piso+1)
@
for lj=1 to largo
  genr IE = (Z <= cvals(lj+piso))
  equation aux1.ls y y(-2) y(-3) y(-4) d(ltc(-1))*ie d(ltc(-1))*(1-ie) d(lpet(-1)) cipib(-1) ti(-3)
  d(fe>=198803) d(fe>=198804) d(fe>=199002) d(fe>=199003) d(fe>=199004) d(fe>=200203) ma(1)
  scalar ssractual = 1/@ssr
  vector ssrvec(lj) = ssractual
  if ssractual = @max(ssrvec) then
    scalar cmin1 = cvals(lj+piso)
  endif
next
@
genr ie1=(Z <= cmin1)
equation swmod1.ls y y(-2) y(-3) y(-4) d(ltc(-1))*ie1 d(ltc(-1))*(1-ie1) d(lpet(-1)) cipib(-1) ti(-3)
d(fe>=198803) d(fe>=198804) d(fe>=199002) d(fe>=199003) d(fe>=199004) d(fe>=200203) ma(1)
@
```

```
@@@@@@@@@umbral: inflación trimestral en el período t-2.
```

```
genr Z2=((ipc(-2)-ipc(-3))/ipc(-3))*100
```

```
@
scalar piso = @floor(0.1*%0)
scalar largo = @floor(0.90*%0) - piso
scalar cmin2
vector(largo) ssrvec
@
```

```

genr orden = @trend
sort Z2
vector cvals = @convert(Z2)
sort orden
scalar cmin2 = cvals(piso+1)
@
for lj=1 to largo
  genr IE = (Z2 <= cvals(lj+pisos))
  equation aux2.ls y y(-2) y(-3) y(-4) d(ltc(-1))*ie d(ltc(-1))*(1-ie) d(lpet(-1)) cipib(-1) ti(-3)
d(fe>=198803) d(fe>=198804) d(fe>=199002) d(fe>=199003) d(fe>=199004) d(fe>=200203) ma(1)
  scalar ssractual = 1/@ssr
  vector ssrvec(lj) = ssractual
  if ssractual = @max(ssrvec) then
    scalar cmin2 = cvals(lj+pisos)
  endif
next
@
genr ie2=(Z2 <= cmin2)
equation swmod2.ls y y(-2) y(-3) y(-4) d(ltc(-1))*ie2 d(ltc(-1))*(1-ie2) d(lpet(-1)) cipib(-1) ti(-3)
d(fe>=198803) d(fe>=198804) d(fe>=199002) d(fe>=199003) d(fe>=199004) d(fe>=200203) ma(1)
@

```

@@@@@@@@@@@@@umbral: inflación anual en el período t-1

```

genr Z3=((ipc(-1)-ipc(-5))/ipc(-5))*100

```

```

@
scalar piso = @floor(0.1*%0)
scalar largo = @floor(0.90*%0) - piso
scalar cmin3
vector(largo) ssrvec
@
genr orden = @trend
sort Z3
vector cvals = @convert(Z3)
sort orden
scalar cmin3 = cvals(piso+1)
@
for lj=1 to largo
  genr IE = (Z3 <= cvals(lj+pisos))
  equation aux3.ls y y(-2) y(-3) y(-4) d(ltc(-1))*ie3 d(ltc(-1))*(1-ie3) d(lpet(-1)) cipib(-1) ti(-3)
d(fe>=198803) d(fe>=198804) d(fe>=199002) d(fe>=199003) d(fe>=199004) d(fe>=200203) ma(1)
  scalar ssractual = 1/@ssr
  vector ssrvec(lj) = ssractual
  if ssractual = @max(ssrvec) then
    scalar cmin3 = cvals(lj+pisos)
  endif
next
@
genr ie3=(Z3 <= cmin3)
equation swmod3.ls y y(-2) y(-3) y(-4) d(ltc(-1))*ie3 d(ltc(-1))*(1-ie3) d(lpet(-1)) cipib(-1) ti(-3)
d(fe>=198803) d(fe>=198804) d(fe>=199002) d(fe>=199003) d(fe>=199004) d(fe>=200203) ma(1)
@

```

@@@@@@@@@@@@@umbral: volatilidad del tipo de cambio - desvío estándar de la variación del tipo de cambio en el período t-1

```
genr Z4=desvdeprect(-1)
```

```
@
scalar piso = @floor(0.1*%0)
scalar largo = @floor(0.90*%0) - piso
scalar cmin4
vector(largo) ssrvec
@
genr orden = @trend
sort Z4
vector cvals = @convert(Z4)
sort orden
scalar cmin4 = cvals(piso+1)
@
for lj=1 to largo
  genr IE = (Z4 <= cvals(lj+piso))
  equation aux4.ls y y(-2) y(-3) y(-4) d(ltc(-1))*ie d(ltc(-1))*(1-ie) d(lpet(-1)) cipib(-1) ti(-3)
d(fe>=198803) d(fe>=198804) d(fe>=199002) d(fe>=199003) d(fe>=199004) d(fe>=200203) ma(1)
  scalar ssractual = 1/@ssr
  vector ssrvec(lj) = ssractual
  if ssractual = @max(ssrvec) then
    scalar cmin4 = cvals(lj+piso)
  endif
next
@
genr ie4=(Z4 <= cmin4)
equation swmod4.ls y y(-2) y(-3) y(-4) d(ltc(-1))*ie4 d(ltc(-1))*(1-ie4) d(lpet(-1)) cipib(-1) ti(-3)
d(fe>=198803) d(fe>=198804) d(fe>=199002) d(fe>=199003) d(fe>=199004) d(fe>=200203) ma(1)
@
```

@@@@@@@@@umbral: volatilidad del tipo de cambio - residuos transformados del AR(1)  
en período t-1 (variable dependiente: variación del tipo de cambio)

```
genr Z5=residuostc_transf(-1)
```

```
@
scalar piso = @floor(0.1*%0)
scalar largo = @floor(0.90*%0) - piso
scalar cmin5
vector(largo) ssrvec
@
genr orden = @trend
sort Z5
vector cvals = @convert(Z5)
sort orden
scalar cmin5 = cvals(piso+1)
@
for lj=1 to largo
  genr IE = (Z5 <= cvals(lj+piso))
  equation aux5.ls y y(-2) y(-3) y(-4) d(ltc(-1))*ie d(ltc(-1))*(1-ie) d(lpet(-1)) cipib(-1) ti(-3)
d(fe>=198803) d(fe>=198804) d(fe>=199002) d(fe>=199003) d(fe>=199004) d(fe>=200203) ma(1)
  scalar ssractual = 1/@ssr
  vector ssrvec(lj) = ssractual
  if ssractual = @max(ssrvec) then
    scalar cmin5 = cvals(lj+piso)
  endif
next
```

```

@
genr ie5=(Z5 <= cmin5)
equation swmod5.ls y y(-2) y(-3) y(-4) d(ltc(-1))*ie5 d(ltc(-1))*(1-ie5) d(lpet(-1)) cipib(-1) ti(-3)
d(fe>=198803) d(fe>=198804) d(fe>=199002) d(fe>=199003) d(fe>=199004) d(fe>=200203) ma(1)
@

```

@@@@@@@@@@@@@umbral: brecha de producto en período t-4

```

genr Z6=(cipib(-4))-1

```

```

@
scalar piso = @floor(0.1*%0)
scalar largo = @floor(0.90*%0) - piso
scalar cmin6
vector(largo) ssrvec
@
genr orden = @trend
sort Z6
vector cvals = @convert(Z6)
sort orden
scalar cmin6 = cvals(piso+1)
@
for lj=1 to largo
  genr IE = (Z6 <= cvals(lj+piso))
  equation aux6.ls y y(-2) y(-3) y(-4) d(ltc(-1))*ie d(ltc(-1))*(1-ie) d(lpet(-1)) cipib(-1) ti(-3)
d(fe>=198803) d(fe>=198804) d(fe>=199002) d(fe>=199003) d(fe>=199004) d(fe>=200203) ma(1)
  scalar ssractual = 1/@ssr
  vector ssrvec(lj) = ssractual
  if ssractual = @max(ssrvec) then
    scalar cmin6 = cvals(lj+piso)
  endif
next
@
genr ie6=(Z6 <= cmin6)
equation swmod6.ls y y(-2) y(-3) y(-4) d(ltc(-1))*ie6 d(ltc(-1))*(1-ie6) d(lpet(-1)) cipib(-1) ti(-3)
d(fe>=198803) d(fe>=198804) d(fe>=199002) d(fe>=199003) d(fe>=199004) d(fe>=200203) ma(1)
@

```

@@@@@

```

pagestruct(freq=quarterly, start=%1)

```

## ANEXO C: TEST DE WALD DE LOS MODELOS NO LINEALES (SOBRE LOS COEFICIENTES DEL PASS-THROUGH)

**Wald Test:  
Modelo 1**

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	7.8994	(1, 80)	0.0062
Chi-square	7.8994	1	0.0049

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(4) - C(5)	-0.1433	0.0510

Restrictions are linear in coefficients.

**Wald Test:  
Modelo 2a**

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	14.0738	(1, 80)	0.0003
Chi-square	14.0738	1	0.0002

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(4) - C(5)	-0.3197	0.0852

Restrictions are linear in coefficients.

**Wald Test:  
Modelo 2b**

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	11.0482	(1, 80)	0.0013
Chi-square	11.0482	1	0.0009

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(4) - C(5)	-0.2849	0.0857

Restrictions are linear in coefficients.

**Wald Test:  
Modelo 2c**

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	4.5679	(1, 80)	0.0356
Chi-square	4.5679	1	0.0326

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(4) - C(5)	-0.1725	0.0807

Restrictions are linear in coefficients.

**Wald Test:  
Modelo 3a**

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	14.8675	(1, 80)	0.0002
Chi-square	14.8675	1	0.0001

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(4) - C(5)	0.1523	0.0395

Restrictions are linear in coefficients.

**Wald Test:  
Modelo 3b**

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	13.2160	(1, 80)	0.0005
Chi-square	13.2160	1	0.0003

**Null Hypothesis Summary:**

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(4) - C(5)	0.1214	0.0334

Restrictions are linear in coefficients.

**Wald Test:  
Modelo 4**

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	9.9383	(1, 80)	0.0023
Chi-square	9.9383	1	0.0016

**Null Hypothesis Summary:**

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(4) - C(5)	-0.1059	0.0336

Restrictions are linear in coefficients.



## ANEXO D: MODELO AR(1) DE LA VARIACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO

**Dependent Variable: D(LTC)**

Method: Least Squares

Sample: 1986Q2 2010Q3

Included observations: 98 after adjustments

Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.0511	0.0159	3.2224	0.0017
AR(1)	0.6476	0.0776	8.3465	0.0000
R-squared	0.4205	Mean dependent var		0.0517
Adjusted R-squared	0.4145	S.D. dependent var		0.0723
S.E. of regression	0.0553	Akaike info criterion		-2.9323
Sum squared resid	0.2935	Schwarz criterion		-2.8795
Log likelihood	146	Hannan-Quinn criter.		-2.9109
F-statistic	70	Durbin-Watson stat		2.2058
Prob(F-statistic)	0.0000			
Inverted AR Roots	0.65			