

# El traspaso de tipo de cambio a precios en Uruguay\*

*Exchange rate pass-through to prices in Uruguay*

**Diego Gianelli\*\***

**Resumen.** El presente estudio analiza la magnitud y velocidad del traspaso de tipo de cambio a precios comparando los resultados de un modelo semiestructural, metodologías VAR, estimaciones no lineales para el coeficiente de traspaso y un filtro de Kalman. A su vez, se discute la relación entre un conjunto de fundamentos macroeconómicos y el coeficiente de traspaso a partir de estimaciones no lineales y una representación de estado espacio. Las principales conclusiones del estudio sugieren un traspaso unitario de muy largo plazo y una caída significativa en la velocidad de convergencia a partir de mediados de la década del noventa. Dicha caída estaría asociada a la desaceleración del proceso inflacionario y al abandono del esquema de bandas de flotación. El estudio también sugiere un aumento en el traspaso cuando la economía se encuentra por sobre su nivel tendencial.

**Palabras clave:** traspaso, tipo de cambio, política monetaria, Uruguay.

**Abstract.** This paper analyses the magnitude and speed of the exchange rate pass-through to prices comparing the results from a Semi-structural Model, VAR models, nonlinear regressions and the Kalman Filter. This paper also discusses the relation between a set of macroeconomic fundamentals and the exchange rate pass through, by using nonlinear regressions and a State Space representation. The main conclusions of the study reveal that the long run pass-through is close to unit and there appears to be a significant fall in the speed of convergence since the mid-90s. This fall could be associated with the reduction in the inflation stance and the abandonment of the target zones regime. The paper also suggests a leverage effect on the pass through due to a positive output gap.

**Key words:** Pass-through, Exchange Rate, Monetary Policy, Uruguay.

**Clasificación JEL:** E31, E50, F31, C32.

Cuaderno de Economía • Publicación del Departamento  
de Economía, Facultad de Ciencias Empresariales,  
Universidad Católica del Uruguay • ISSN 1688-3519  
Segunda época • N.º 1 • 2012

\* Se agradecen los comentarios y sugerencias Gerardo Licandro y de José Antonio Licandro. Sin perjuicio de ello, las opiniones del presente estudio comprometen únicamente al autor.

\*\* Investigador del Banco Central de Uruguay (BCU) y el Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales (DECON) de la Universidad de la República. <dgianelli@bcu.gub.uy>.

## 1. Introducción

El coeficiente de traspaso de tipo de cambio refiere a la elasticidad del nivel de precios al tipo de cambio. Contar con estimaciones precisas respecto a su magnitud en distintos intervalos de tiempo, así como entender los factores que inciden en ella, es clave para la toma de decisiones de política monetaria. Un traspaso débil genera grados de libertad adicionales para la conducción de política monetaria bajo un régimen de metas de inflación; no obstante, subestimar su magnitud puede imponer costos elevados en la reputación de la autoridad monetaria por sus consecuencias sobre la estabilidad de precios.

El traspaso de tipo de cambio a precios ha cobrado un creciente interés en la literatura durante la última década a partir de un conjunto de estudios que identifican una reducción en su nivel y/o su velocidad para varias economías. Taylor (2000) da cuenta de esta tendencia y formaliza la hipótesis de que la caída en el traspaso estaría vinculada a contextos de inflación menos persistentes. Devereux y Yetman (2002) introducen un modelo formal para explicar la conexión entre traspaso y política monetaria. Según estos autores, políticas menos acomodaticias junto con rigideces nominales asociadas a costos de menú generan endógenamente un traspaso inferior. Mishkin (2008) argumenta que la caída en el traspaso para economías con metas de inflación obedecería a una menor volatilidad en las expectativas, lo cual opera como ancla nominal sobre los shocks de tipo de cambio.

La reducción en el coeficiente de traspaso de corto plazo ha sido ampliamente documentada en estudios empíricos. Para países desarrollados, Sekine (2006) sostiene que la caída en el traspaso fue generalizada, y se observa tanto para los precios minoristas como para los precios de importación. Ca'Zorzi y Hahn (2007) encuentran un resultado similar para un conjunto de 12 economías emergentes. Estos autores, controlando por diversos factores, cuestionan la hipótesis de

que el traspaso de tipo de cambio sería mayor para economías emergentes. En el ámbito regional sobresalen los trabajos de Heringer y Pérez (2010) y Nogueira y León (2008) para Brasil. Ambos estudios concluyen que el traspaso se habría reducido significativamente conforme se consolidó la estabilidad de precios. Para Chile, García y Restrepo (2001) sugieren que el traspaso de tipo de cambio a precios se habría moderado a partir del abandono del régimen de bandas de flotación cambiaria en 1999.

Para Uruguay, Varela y Vera (2003) discuten los canales de transmisión de la política monetaria, destacando el rol del traspaso de tipo de cambio a precios. Según dicho estudio, el traspaso sería de 22% en el primer trimestre y superior al 40% en el horizonte de un año. Los autores distinguen a su vez comportamientos asimétricos en función de la brecha de producto y el nivel de depreciación. Las referencias más recientes dan cuenta de una reducción del traspaso en el tiempo. Un estudio del FMI elaborado por López Mejía et al. (2008) distingue dos niveles diferenciales de traspaso pre- y post-*inflation target*. Según este estudio, el traspaso a corto plazo habría caído de 56% a 24% y el de largo plazo se habría reducido, aun cuando se sostendría por sobre el nivel unitario. Las regresiones en ventanas móviles que se presentan en dicho estudio pautarían el inicio de la caída a mediados de los años noventa.

Por su parte, Frones y Glejberman (2011) identifican la dinámica del traspaso a partir de modelos autorregresivos con umbrales TAR. Dichos autores constatan una caída del traspaso vinculada al menor nivel inflacionario y el cambio en el régimen monetario de 2002. Asimismo, el estudio resalta el impacto que tendría sobre el traspaso una mayor presión de demanda a partir de una estimación de la curva de Phillips. Para la depreciación los autores identifican un umbral de 16% (trimestral) a partir del cual el traspaso de corto plazo se duplicaría, pasado de 11,5% a 26%; por el contrario, un aumento en la volatilidad del tipo de cambio reduciría su traspaso a precios. En lo que respecta a la inflación, el traspaso repararía de 10% a 42%

cuando esta supera el umbral de 8,4% (en el trimestre). Finalmente, una brecha positiva de actividad aumentaría el traspaso de 8% a 18,5%, lo cual es consistente con la evidencia de Varela y Vera (2003).

El presente estudio tiene una doble motivación. En primer lugar, pretende medir empíricamente el traspaso a distintos horizontes y para distintas submuestras; en segundo término, identificar el rol de los fundamentos en su dinámica para el caso de Uruguay a partir de metodologías alternativas a las propuestas en estudios previos. En este sentido, los resultados permitirán reforzar o contrastar los obtenidos en investigaciones anteriores para Uruguay.

A los efectos de poner en perspectiva los resultados empíricos que se presentan en el estudio, en la primera sección se discutirá la relevancia del concepto de la *paridad de poderes de compra* (PPC) en cuanto a su implicación respecto del traspaso de tipo de cambio de largo plazo. En la segunda sección se estimará y resolverá un sistema de ecuaciones simultáneas para precios (al consumo e importados) y salarios a través de un modelo semiestructural similar al propuesto para Chile por García y Restrepo (2001). En dicho sistema el tipo de cambio será considerado una variable exógena. La especificación propuesta permite identificar el rol de ciertas variables reales sobre los márgenes de comercialización y, a través de ellos, sobre el traspaso. Esta representación tiene la conveniencia de distinguir entre el nivel de traspaso de largo plazo y su velocidad de convergencia. Sin embargo, para identificar ambas dimensiones por separado se requiere de una cobertura temporal extensa. Por ello, se emplearán otras aproximaciones metodológicas para discutir en detalle la dinámica temporal del traspaso.

Dado que el tipo de cambio puede ser considerado una variable endógena del sistema, en la tercera sección se compararán los resultados previos con los de un sistema de vectores autorregresivos (VAR) para las variaciones de precios, salarios y tipo de cambio. Este modelo se especificará en diferencias para contrastar los resultados en ventanas móviles y

poder evaluar la estabilidad del coeficiente de traspaso en el tiempo. Los resultados por este método serán comparados con los de un filtro de Kalman donde el traspaso se modelará como una variable de estado autorregresiva. Si bien la especificación en diferencias omite la identificación expresa del traspaso a largo plazo y su velocidad, permite trabajar con muestras cortas a los efectos de discutir eventuales cambios estructurales.

Una vez identificada la dinámica intertemporal del traspaso, en la cuarta sección se especificarán modelos para identificar los determinantes macroeconómicos del traspaso. Las técnicas propuestas para este propósito serán ecuaciones no lineales en el coeficiente de traspaso y fundamentos para la ecuación de estado en un filtro de Kalman. Las principales hipótesis a testear refieren a un mayor traspaso en contextos inflacionarios agudos y niveles de actividad por sobre la tendencia. La intuición, que se desarrollará en el documento, guarda relación con empresas que ajustan aperiódicamente sus precios en función de las condiciones de mercado.

## 2. La paridad de poderes de compra y el traspaso a largo plazo

“Bajo la piel de todo experto en economía internacional descansa una profunda creencia en el cumplimiento de alguna variante de la PPC.”

Dornbusch y Krugman (1976)

El cumplimiento de la paridad de poderes de compra (PPC), según la cual los precios a nivel doméstico ( $P$ ) están arbitrados a los precios externos ( $Pstar$ ) expresados en moneda local ( $P = Pstar.TC$ ), ha sido en general rechazado para los índices agregados. Criterios más laxos, como asumir un cierto nivel estacionario de discrepancia  $\alpha$ , asociado a la estructura arancelaria, distintas composiciones en los índices, costos de transporte, e incluso factores cíclicos, han arrojado resultados mixtos ( $P = \alpha + Pstar.TC$ ).

Tabla 1: Evaluando la PPP para Uruguay

Muestra	MODELOS LIBRES			MODELOS RESTRINGIDOS		
	1980-2010	1990-2010	2000-2010	1980-2010	1990-2010	2000-2010
Variable Dependiente:	log(IPC)	log(IPC)	log(IPC)	log(IPC)	log(IPC)	log(IPC)
C	1.22***	1.18***	3.17***	2.24***	1.87***	3.40***
Prueba T. Pval	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
log(TC)	0.97***	1.03***	0.67***			
Prueba T. Pval	0.00	0.00	0.00			
log(Pstar)	1.12***	1.18***	1.02***			
Prueba T. Pval	0.00	0.00	0.00			
log(TC)+log(Pstar)				1.00***	1.05***	0.80***
Prueba T. Pval				0.00	0.00	0.00
*H0: PPP (Pval)	0.01	0.00	0.00	0.83	0.01	0.00
R2c	0.99	0.98	0.90	0.99	0.99	0.85
**Res - ADF	0.01	0.00	0.03	0.01	0.01	0.20
***Res - LM	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
N° obs	124	84	44	124	84	44

\*H0 implica el cumplimiento de la PPP. Se evalúa a partir de un test F sobre las restricciones unitarias.

\*\* Se computa el pval para el test ADF sobre los residuos. La hipótesis nula asume I(1).

\*\*\* Se computa el pval para el test LM (autocorrelación) en los residuos. La hipótesis nula es Incorrelación.

\*\*\*, \*\* y \*: Significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente

Taylor y Taylor (2004) sugieren que los test de PPC tienen baja potencia. Por ello, es de suma importancia el tamaño de la muestra para evaluar dicha hipótesis. Tomando  $P = IPC$ , el índice de precios al consumo, la siguiente tabla muestra los resultados de regresiones MCO en frecuencia trimestral para Uruguay en distintos subperíodos.

Los test de Wald sobre la hipótesis más estricta de PPC son rechazados. No obstante, si se impone la restricción de considerar como variable explicativa los precios externos en moneda local ( $Pstar.TC$ ) y un nivel de tipo de cambio real de equilibrio ( $TCReq = -\alpha$ ), no puede rechazarse una versión débil de la PPC para la muestra completa. Estos resultados guardan relación con los reportados por Canelo, Fernández et al. (2000) y Fernández, Ferreira et al. (2005) para una muestra más amplia.

Si se verifica en alguna de sus versiones el cumplimiento de la PPC, el traspaso de largo plazo de tipo de cambio a precios es unitario. En este sentido, la estacionariedad del tipo de cambio real (TCR) es condición suficiente para un traspaso unitario de largo plazo. Sin embargo, esta condición no es necesaria. Taylor y Taylor (2004) sostienen que el equilibrio de TCR es condicional a un conjunto de factores, por lo que la PPC no es absoluta. Si los movimientos de

largo plazo de TCR pueden ser explicados por los niveles de productividad relativa, las presiones de gasto u otros fundamentos, las perturbaciones nominales sobre los precios externos y el tipo de cambio se trasladarían a largo plazo en su totalidad una vez que los fundamentos se estabilicen en su nivel de equilibrio.

Para Uruguay, Aboal (2002) y Gianelli y Mednik (2006) estiman modelos de fundamentos para el TCR en los cuales la ecuación de media explica completamente la tendencia estocástica del proceso. Esto es, si bien el TCR es estadísticamente no estacionario, el residuo de su ecuación de fundamentos sí lo es. Dicho residuo, no obstante, muestra una alta correlación serial, asociada a la persistencia del proceso, la cual está estrechamente vinculada a las condiciones cíclicas de liquidez de los mercados internacionales. De este modo, los shocks permanentes sobre el TCR pueden ser atribuidos a sus fundamentos, lo cual sugiere un traspaso unitario de muy largo plazo. Sin perjuicio de ello, dada la persistencia del residuo en la ecuación de fundamentos, la política monetaria (o las intervenciones cambiarias) podrían tener algún margen de acción en el muy corto plazo. Este, no obstante, sería condicional a la instancia en que se encuentren los fundamentos del TCR.

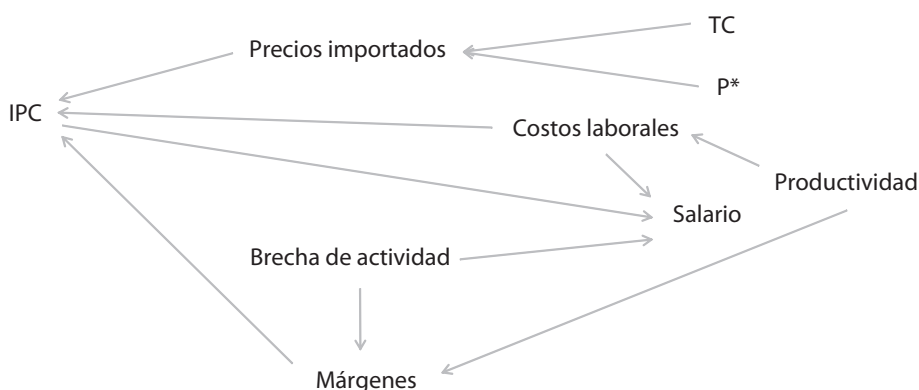
### 3. Análisis del traspaso a partir de un modelo semiestructural

Esta sección evalúa el traspaso de tipo de cambio a precios a partir de un modelo semiestructural similar al utilizado por García y Restrepo (2001) para Chile. La especificación propuesta permite incorporar la retroalimentación entre las variables nominales y controlar por factores reales a los efectos de inferir el traspaso entre unas y otras. El siguiente diagrama presenta simplificada la estructura del modelo.

El modelo cuenta con tres ecuaciones para las variables nominales: precios importados

(*Pimp*), salarios privados (*IMS*) y precios al consumo (*IPC*), y una ecuación para los márgenes de comercialización (*Marg*) en función de sus determinantes cíclicos. Bajo esta especificación el coeficiente de traspaso surge a partir de una estimación de forma reducida para un modelo de equilibrio parcial en el que las variaciones de tipo de cambio son consideradas exógenas. Una derivación formal de este tipo de modelos puede verse en Bouakez y Rebei (2005). A diferencia del modelo de García y Restrepo (2001), el de Bouakez y Rebei (2005) o el MMET para Uruguay, la especificación propuesta en el estudio no asume restricciones de largo plazo al momento de estimar los parámetros.<sup>1</sup>

Diagrama 1. Estructura del modelo



#### 3.1. El modelo

A continuación se presenta secuencialmente el conjunto de ecuaciones para las variables endógenas. Los modelos se especifican sin restricciones, en niveles y diferencias, lo que permite la identificación de relaciones de largo plazo conjuntamente con la representación dinámica de los procesos.

La ecuación para el nivel de precios al consumo (*IPC*) sigue una especificación consistente con una función de costos, en la que intervienen los costos laborales unitarios (*CLU*) medidos por el nivel de salario (*IMS*) ajustado por productividad media (*Pmed*) y los costos de insumos importados, medidos por el índice de precios

de productos importados (*Pimp*). A esta relación de largo plazo se añade la dinámica de corto plazo y un efecto asociado a cambios en los márgenes de comercialización (*Marg*), los cuales se aproximan por la diferencia logarítmica del índice de precios al consumo y el índice de precios mayorista (*IPM*).<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Emplear un índice construido de este modo tiene el atractivo de su simplicidad, pero desconoce la diferencia de cobertura en la composición de ambas canastas, lo cual es una limitación.

<sup>2</sup> El MMET (modelo macroeconómico de estimación trimestral) es un modelo estructural de dimensión media (aproximadamente 100 ecuaciones) para la economía uruguaya, en el cual, para garantizar el cumplimiento de condiciones de estado estacionario, se imponen numerosas restricciones. Véase Basal, Gianelli, Mourelle y Vicente (2010).

$$d \log(IPC_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \log(IPC_{t-1}) + \alpha_2 \cdot \log(Pimp_{t-1}) + \alpha_3 \cdot \log\left(\frac{IMS_{t-1}}{Pmed_{t-1}}\right) + \alpha_4 \cdot d \log(IPC_{t-1}) + \alpha_5 \cdot d \log(IMS_t) + \alpha_6 \cdot d \log(Pimp_t) + \alpha_7 \cdot d(Marg_t) \quad (1)$$

La ecuación para los precios de productos importados se modela en función de los precios externos relevantes (*Pstar*) y el tipo de cambio (*TC*), asumiendo preferencias a la Dixit-Stiglitz.

Esto último implica que los márgenes de comercialización sobre costos son asumidos constantes para las firmas importadoras, los cuales serían recogidos por la constante del modelo.

$$d \log(Pimp_t) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \log(Pimp_{t-1}) + \beta_2 \cdot \log(TC_{t-1}) + \beta_3 \cdot \log(Pstar_{t-1}) + \beta_4 \cdot d \log(TC_t) + \beta_5 \cdot d \log(Pstar_t) \quad (2)$$

La ecuación para los salarios privados asume que la relación de largo plazo depende del nivel de precios al consumo, la productividad

media de la economía y el nivel general de desempleo (*U*).

$$d \log(IMS_t) = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \log(IMS_{t-1}) + \gamma_2 \cdot \log(IPC_{t-1}) + \gamma_3 \cdot \log(Pmed_{t-1}) + \gamma_4 \cdot U_t + \gamma_5 \cdot d \log(IPC_t) + \gamma_6 \cdot d \log(IMS_{t-4}) \quad (3)$$

La ecuación de márgenes (*Marg*), similar a la propuesta por García y Restrepo (2001), sugiere que estos se encuentran positivamente correlacionados con la brecha de capacidad, medida para este ejercicio como el inverso de la tasa de desempleo y con la productividad media de la

economía. Un mayor nivel de desempleo o una aceleración de este presionan negativamente sobre los márgenes, mientras que aumentos de productividad serían trasladados progresivamente a salarios, ampliando los márgenes transitoriamente.

$$d(Marg_t) = \delta_0 + \delta_1 \cdot U_t + \delta_2 \cdot d(U_t) + \gamma_3 \cdot \log(Pmed_{t-1}) \quad (4)$$

El sistema fue estimado por mínimos cuadrados en tres etapas (MC3E).<sup>3</sup> La conveniencia de este método de estimación obedece a la endogenidad de algunos regresores y la posible correlación entre los shocks que enfrentan sus errores. La regla empleada fue instrumentalizar toda variable nominal contemporánea incluida como explicativa con sus rezagos. En la tabla 2 se presentan los resultados de la estimación.

Funciones de costos medios para modelos de inflación en Uruguay, similares a la ecuación n.º 1, fueron empleadas previamente por Fernández (1998) y Basal et al. (2010). Como en dichos estudios, la estimación libre de los

parámetros sugiere que la relación de largo plazo es consistente con el cumplimiento de homogeneidad de grado uno en la función de costos ( $\alpha_2 + \alpha_3 = -\alpha_1$ ), con una participación de 33% para los insumos importados ( $-\alpha_2/\alpha_1$ ) y 66% para los costos laborales unitarios ( $-\alpha_3/\alpha_1$ ). Estos valores son coherentes con la participación relativa de ambos factores para una estimación estándar de función de producción multifactorial. La dummy (*Dum02*) toma el valor unitario en el tercer trimestre de 2002 para corregir por el evento del cambio de régimen monetario.

Los coeficientes de la regresión n.º 2 para los precios importados da cuenta de una elasticidad de largo plazo unitaria respecto al tipo de cambio ( $-\beta_3/\beta_1=1$ ), y algo menor para los precios externos ( $-\beta_2/\beta_1=0,8$ ). Este resultado podría obedecer a las distintas composiciones

<sup>3</sup> El primer bloque en cada ecuación refiere a la relación de largo plazo y el segundo refiere a la dinámica de corto plazo. Las fuentes de datos para el estudio se detallan en el Anexo I.

Tabla 2: Modelo Semiestructural

Ecuación Variable dependiente	1		2		3		4	
	dlog(IPC)		dlog(Pimp)		dlog(IMS)		d(Marg)	
	Coef.	Tstat	Coef.	Tstat	Coef.	Tstat	Coef.	Tstat
<b>C</b>	1.58***	5.02	-1.75***	-3.69	-0.79**	-2.20	0.03**	2.25
log(IPC(-1))	<b>-0.22***</b>	<b>-4.62</b>			0.14	5.58		
log(Pimp(-1))	0.08***	4.53	<b>-0.23***</b>	<b>-4.15</b>				
log(IMS(-1))	0.14***	3.92			<b>-0.16***</b>	<b>-5.66</b>		
log(Pmed(-1))	-0.14	nc <sup>(2)</sup>			0.21***	2.62		
log(TC(-1))			0.24***	4.23				
log(Pstar(-1))			0.18***	3.36				
<b>U</b>					-0.2**	-2.00	-0.31**	-2.36
dlog(IPC) <sup>(1)</sup>					0.58***	4.85		
dlog(IPC(-1))	0.25***	2.71						
dlog(IMS) <sup>(1)</sup>	0.19**	2.57						
dlog(IMS(-4))					0.35***	5.65		
dlog(Pimp)	0.1***	4.03						
dlog(TC)			0.91***	6.78				
dlog(Pstar)			0.76***	6.69				
d(Marg) <sup>(1)</sup>	0.08***	4.03						
dlog(Pmed(-1))							0.32	1.46
d(U)							-1.5***	-3.33
<b>DUM02</b>	0.08***	4.22						
<b>R2 ajustado</b>	0.95		0.60		0.88		0.20	
<b>DW</b>	2.41		2.19		2.40		2.10	
<b>Observaciones</b>	86		86		86		86	

Datos trimestrales: 1989q1 a 2010q3

<sup>(1)</sup>Se instrumenta con un rezago de dicha variable.

<sup>(2)</sup> se aplica la restricción que  $CLU = \log(IMS) - \log(Pmed)$

\*\*\*, \*\* y \*: Significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente

NOTA: La relación de largo plazo se define como el inverso del cociente entre los respectivos valores en niveles de las variables de interés y el coeficiente de corrección de errores de la ecuación.

de los índices de precios considerados y/o estrategias de *pricing to market* a la Krugman.

La ecuación n.º 3, para las remuneraciones nominales, no cumple estrictamente con un nivel de largo plazo estacionario para los costos laborales unitarios en términos reales, lo cual requeriría ( $\gamma_2 + \gamma_3 = -\gamma_1$ ). En lo que respecta al equilibrio parcial del mercado de trabajo, los salarios se reducen conforme crece el nivel de desempleo ( $\gamma_4 = -1,5$ ), lo que introduce indirectamente una curva de Phillips en el modelo. La dinámica de corto plazo contempla los aumentos de precios previstos para el trimestre y los ajustes estacionales de salarios.

El modelo se completa con supuestos para las variables exógenas de control: la tasa de desempleo, la productividad y los precios externos. Para el escenario de base se asume que los precios externos y la productividad siguen un proceso ARIMA, seleccionado a la Box-Jenkins, y que el desempleo converge a su valor de media antes de iniciar la simulación dinámica. Estos supuestos colocan a las variables exógenas en terreno neutro desde el punto de vista inflacionario.

### 3.3. Resultados para la simulación de shocks sobre el tipo de cambio

En el siguiente apartado se presentan los resultados de las simulaciones dinámicas realizadas sobre el sistema de ecuaciones visto previamente. Dada la simultaneidad en las relaciones de las variables endógenas, el modelo se resuelve empleando el algoritmo de Gauss-Seidel.

En el gráfico 1 se observa la dinámica para un aumento de 10% en el tipo de cambio nominal. El resultado sugiere un traspaso a precios de 40% en el primer año, similar al reportado por Varela y Vera (2003), 50% en el horizonte de 18 meses (en el cual se fija el objetivo inflacionario),

que converge asintóticamente a un traspaso cercano a 90% a partir del tercer año.

El segundo ejercicio permite apreciar el rol que juega el nivel de actividad sobre el traspaso. Para ello se impone, conjuntamente con el shock de 10% en el tipo de cambio, un nivel de desempleo 100 puntos básicos (pb) inferior a aquel que no acelera la inflación (NAIRU), lo cual, vía la ley de Okun y partiendo del estado estacionario, es asimilable a una brecha de actividad positiva.

Las presiones de demanda que sugiere un desempleo inferior a la NAIRU incrementan el nivel de traspaso del tipo de cambio a precios. Este resultado coincide con el obtenido por Varela y Vera (2003) y Fronces y Glejberman

Gráfico 1. Traspaso de tipo de cambio a precios escenario base

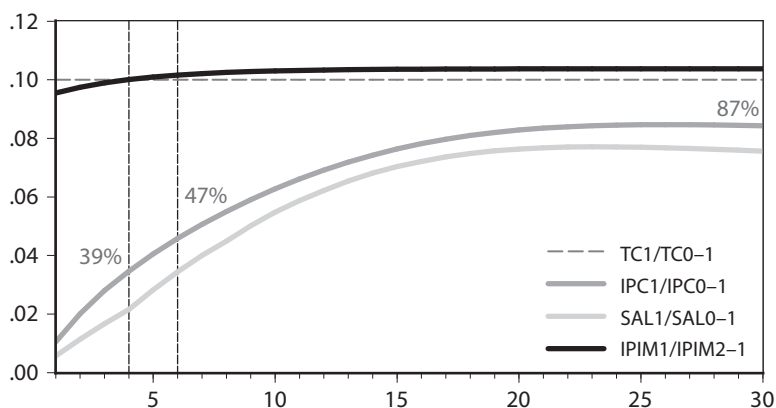
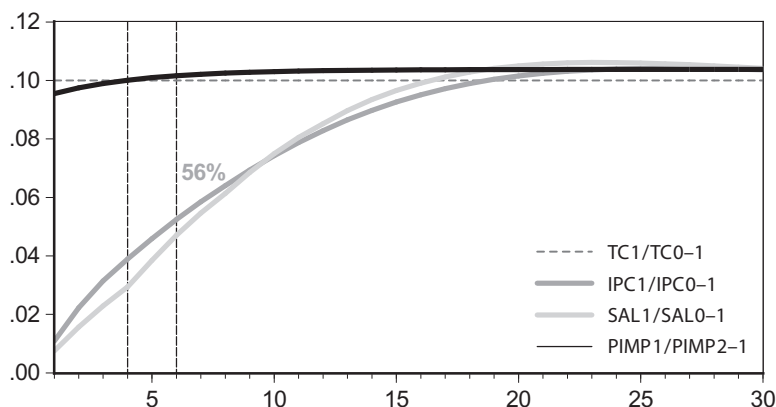


Gráfico 2. Traspaso con brecha de actividad positiva





(2011). El modelo propuesto permite identificar la causalidad. El canal de transmisión por el que el nivel de actividad afecta el traspaso es doble: por una parte genera presiones en el mercado laboral, lo cual impulsa el salario real al alza; por otra, permite a las firmas ampliar sus márgenes de comercialización. La combinación de ambos efectos magnifica y acelera el traspaso. El aumento en el traspaso por una caída de 100 pb en el desempleo es de aproximadamente 15 pb para la inflación y 25 pb para los salarios. Dado que los salarios pueden ser considerados precios no transables, las presiones de demanda generarían una apreciación real creciente, consistente con el enfoque de Salter-Swan.

En los gráficos 3, 4, 5 y 6 se presentan los resultados de ejercicios en muestras móviles

(con una longitud de 15 años) para evaluar la estabilidad en las relaciones estructurales y en la velocidad de ajuste de los modelos.

Los resultados de este ejercicio indicarían que ha existido una caída en la velocidad de traspaso de tipo de cambio a precios importados (gráfico 4). No obstante, tanto la participación de los precios importados en la ecuación de costos (línea más oscura del gráfico 6), como la velocidad a la que esta ecuación converge a su estado estacionario (gráfico 5) se han mostrado estables. Asimismo, la estructura de la ecuación de costos (gráfico 6) no ha presentado mayores alteraciones. De lo anterior se desprende que, mientras la ecuación condicional de costos tendría una estructura y una velocidad de ajuste relativamente estable, las ecuaciones

Gráfico 3. Velocidad de ajuste EQ. SAL

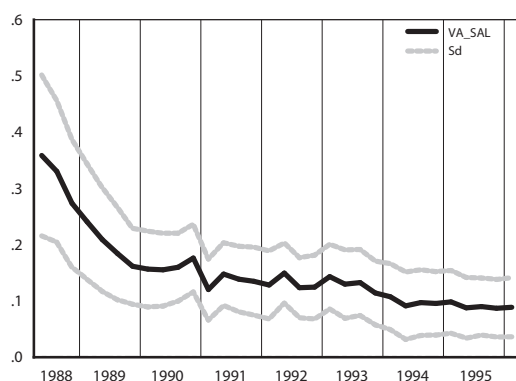


Gráfico 4. Velocidad de ajuste EQ. PIMP

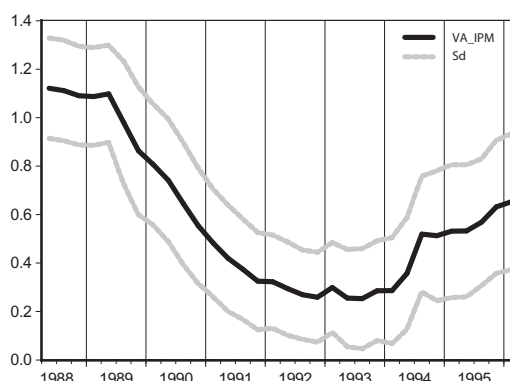


Gráfico 5. Velocidad de ajuste EQ. de costos

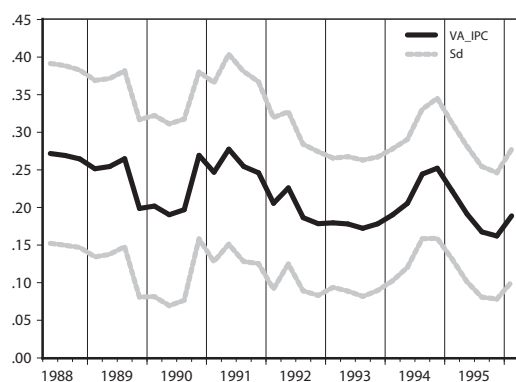
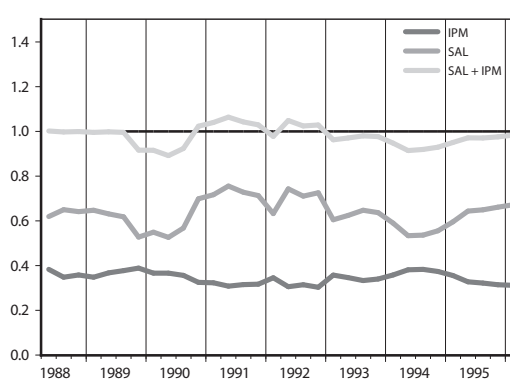


Gráfico 6. Estabilidad de coeficientes



marginales para el IMS y los Pimp habrían experimentado una caída significativa en el ritmo al cual convergen a sus respectivas relaciones de largo plazo. Este resultado es coherente con una caída en el traspaso a corto plazo.

El tamaño de las ventanas móviles considerado para este ejercicio es demasiado amplio para observar con precisión los cambios en el margen. Las muestras más recientes comienzan a mediados de los años noventa. No obstante, es una primera aproximación y nos permite distinguir entre cambios en el nivel y en la velocidad de convergencia. Para poder analizar la dinámica del proceso en el margen, a continuación se analizará el traspaso a partir de muestras móviles de menor amplitud para modelos no estructurales. Dichas especificaciones, si bien tienen el atractivo de requerir muestras menos extensas, no resultan las más indicadas para identificar el nivel de traspaso a largo plazo.

#### 4. La dinámica del traspaso a partir de modelos no estructurales

En la siguiente sección se discuten los resultados para el traspaso de tipo de cambio a precios a partir de dos metodologías (no estructurales) en las cuales se especifican relaciones de corto plazo. En primer lugar se discuten los resultados de un modelo de vectores autorregresivos

(VAR) y en segundo término los provenientes de un filtro de Kalman, en el que el traspaso será modelado como una variable de estado. Dado que no se emplearán datos de actividad, para contar con un mayor número de observaciones los modelos en esta sección se estimarán en frecuencia mensual.

#### 4.1. Análisis del traspaso a partir de un modelo de vectores autorregresivos (VAR)

A continuación se presentan los resultados de un modelo VAR en diferencias para precios, salarios y tipo de cambio, empleando como variable de control la dinámica en los precios externos. Este método permite considerar al tipo de cambio como variable endógena. El ordenamiento es consistente con la hipótesis de que la inflación es afectada contemporáneamente por el tipo de cambio y las variables exógenas, el tipo de cambio es afectado contemporáneamente por variables exógenas, y los salarios responden contemporáneamente a todas las variables del sistema.

Siguiendo a Barhoumi (2006), una vez estimado el VAR, el coeficiente de traspaso puede obtenerse de la función de impulso respuesta (FIR) acumulada relativa, para un impulso devaluatorio. Dado que el objeto de este estudio es medir el traspaso de tipo de cambio a precios,

Gráfico 7. Funciones de impulso respuesta acumulada (relativa)

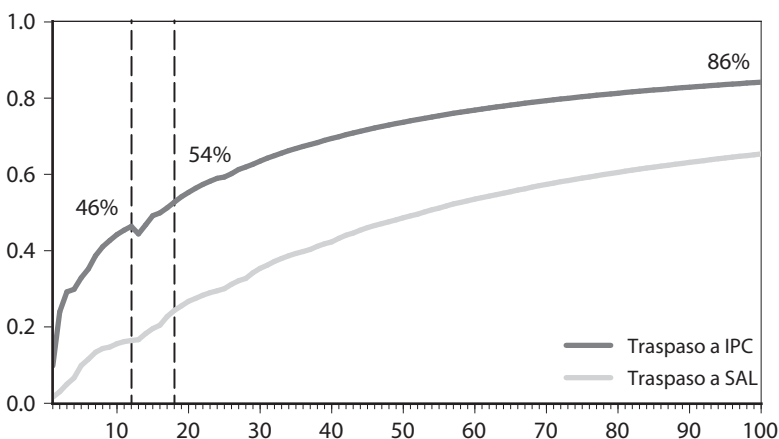
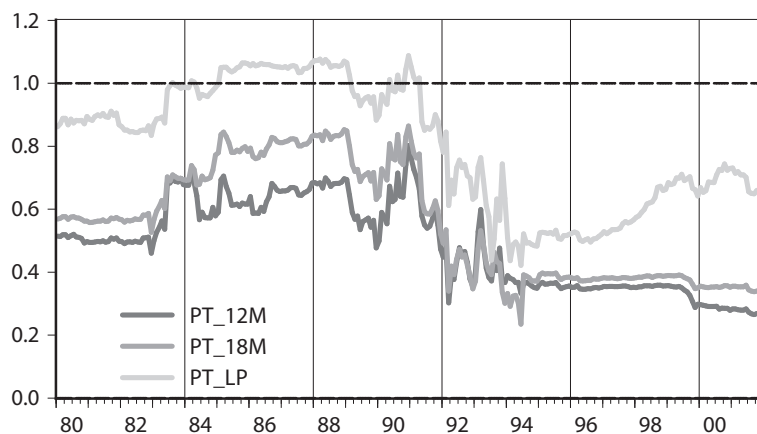


Gráfico 8. Traspaso de tipo de cambio móvil en base a un VAR



siendo ambas variables endógenas, las FIR habituales no dan una respuesta apropiada. Por ello, para identificar el coeficiente de traspaso se requiere computar la respuesta acumulada de la inflación deflactada sobre la respuesta acumulada de la propia devaluación. El siguiente gráfico muestra los resultados del traspaso para precios y salarios en la muestra comprendida entre enero de 1980 y diciembre de 2010.

La estimación para la muestra completa sugiere un traspaso cercano a uno. La similitud de este resultado con el discutido en la sección previa apoya la idea de que en muestras amplias el nivel de traspaso de tipo de cambio sería completo. Como se adelantó, el atractivo de emplear esta metodología, la cual no supone relaciones de largo plazo entre las variables endógenas, es que permite trabajar con muestras cortas y realizar un ejercicio de ventanas móviles para el coeficiente de traspaso.

El gráfico 8 compara el resultado de estimar el VAR recursivamente en ventanas móviles de 8 años y computar el traspaso entre tipo de cambio y precios para tres horizontes: el año, los 18 meses y el "largo plazo". El nivel de "largo plazo" en este ejercicio se corresponde con la asíntota para la función de impulso respuesta relativa. Dado que las estimaciones consideran muestras relativamente cortas, de 8 años, el "largo plazo" presenta una dimensión alternativa

a la discutida previamente, por lo cual no es estrictamente comparable.<sup>4</sup>

La dinámica de las FIR relativas sería consistente con un traspaso de "largo plazo" unitario hasta principios de los años noventa. Los resultados sugieren una caída significativa para muestras iniciadas a partir de comienzos de la década, lo cual situaría la caída del traspaso a mediados de esta. El *timing* de la caída es coincidente con el reportado por López Mejía et al. (2008).

#### 4.2. Análisis del traspaso a partir de un filtro de Kalman

El filtro de Kalman es un método de estimación recursivo aplicable sobre un modelo expresado en el formato de estado espacio. Para implementarlo se especifica una ecuación de observación, la cual depende, entre otros factores, de una variable de estado, que en este ejercicio será el traspaso. Por su parte, se especifica la dinámica para la variable de estado en términos de un modelo autorregresivo (véase Harvey, 1989). Sekine (2006) emplea esta técnica para evaluar el traspaso en un conjunto amplio de economías desarrolladas. Sus resultados dan

<sup>4</sup> El primer bloque en cada ecuación refiere a la relación de largo plazo y el segundo refiere a la dinámica de corto plazo. Las fuentes de datos para el estudio se detallan en el Anexo I.

cuenta de una reducción del traspaso en el tiempo asociada a la *gran moderación*. Según los resultados de dicho estudio, la reducción en la volatilidad y en el nivel de la inflación ha moderado la magnitud del traspaso.

La especificación propuesta considera como variable de observación la inflación acumulada en cuatro años, la cual es explicada por la depreciación e inflación externa acumuladas para el

mismo período. El coeficiente de traspaso ( $CT_t$ ) corresponde a la variable de estado del sistema, la cual se modela a través de un proceso autorregresivo de primer orden. Trabajar con efectos acumulados genera mayor estabilidad en los resultados y permite analizar la dinámica del traspaso a distintos horizontes. En ese ejercicio se presentan los resultados para el traspaso a corto y mediano plazo.

$$d \log(IPC_t) = \theta_1 + CT_t \cdot d \log(TC_t) + CT_t \cdot d \log(Pstar_t) + V = \exp(\theta_2) \quad (5)$$

$$CT_t = \theta_3 + \theta_4 \cdot CT_{t-1} + V = \exp(-11.4)$$

El resultado de este ejercicio sugiere una caída a partir de mediados de los noventa. Este resultado es consistente con lo observado a partir de la dinámica de las FIR en ventanas móviles analizadas en la sección anterior. El hecho de estimar este modelo con información acumulada podría retrasar información, lo cual sugeriría un resultado aún más coincidente en términos del *timing* de la caída del traspaso.

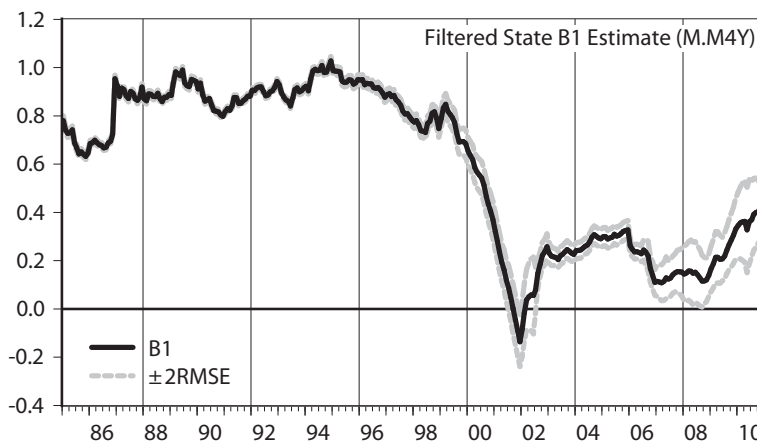
## 5. ¿De qué depende el traspaso de tipo de cambio a precios?

El coeficiente de traspaso puede ser considerado una variable condicional a ciertos factores

macro- y microeconómicos. En particular, merecen ser destacados: el nivel tendencial de inflación, la brecha de actividad, la brecha de tipo cambio real respecto a su nivel de equilibrio, el régimen de política monetaria y factores microeconómicos atribuibles a estrategias de competencia.

En las siguientes subsecciones se discutirá la relevancia de los factores macroeconómicos, y se intentará cuantificar su incidencia por la vía de modelos no lineales en el traspaso y un filtro de Kalman de fundamentos para la ecuación de estado. Dada la disponibilidad de información, en esta sección se trabajará nuevamente con series de tiempo en frecuencia trimestral.

Gráfico 9. Traspaso filtrado en M.M de 4A



### 5.1. Un análisis no lineal del traspaso vinculado a fundamentos

A continuación se discutirá el rol de ciertas variables macroeconómicas en lo que respecta a su incidencia sobre el nivel de traspaso. Para

ello se presentarán estimaciones no lineales en el coeficiente de traspaso. Un análisis similar fue realizado por León et al. (2001) para la economía costarricense y por Varela y Vera (2003) para Uruguay. Metodológicamente se especifican regresiones del tipo:

$$d\log(IPC_t) = \alpha + \beta \cdot d\log(TC_t \cdot Pstar_t) + \delta \cdot d\log(TC_t \cdot Pstar_t) \cdot f(\Psi_t) + \varepsilon_t \quad (6)$$

Donde  $f(\Psi_t)$  representa una transformación de media cero para los fundamentos  $\Psi$ . Si el coeficiente  $\delta$  es significativo, se concluye que  $\Psi_t$  incide sobre el nivel de traspaso, cuya forma reducida, asumiendo fijos los precios externos, puede identificarse como:

$$\frac{d\log(IPC)}{d\log(TC)} = \beta + \delta \cdot f(\Psi_t)$$

A partir de dicha metodología se estiman seis ecuaciones. Las columnas de la tabla 3 dan cuenta del resultado para cada uno de

los modelos. La primera ecuación identifica el impacto de la inflación sobre el traspaso, la segunda identifica el impacto de la brecha de actividad; la tercera identifica el impacto del desalineamiento del TCR, la cuarta evalúa una asimetría relativa al régimen de política monetaria y la quinta ecuación hace lo propio respecto a asimetrías de signo en el traspaso. Por último, la sexta regresión controla por múltiples efectos, identificándolos conjuntamente.

A continuación se discuten individualmente los resultados de este ejercicio.

Tabla 3: Efectos No Lineales en el Traspaso

Efecto evaluado Variable dependiente	I	II	III	IV	V	VI
	Inflación dlog(IPC)	Brecha de Y dlog(IPC)	TCR dlog(IPC)	Reg.de PM dlog(IPC)	Signo dlog(IPC)	Robustez dlog(IPC)
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
<b>C</b>	0.03***	0.03***	0.03***	0.03***	0.02***	0.02***
<i>Tstat</i>	8.55	5.9	6.03	6.90	4.41	4.9
<b>dlog(TC*Pstar)</b>	0.21***	0.57***	0.44***	0.63***		
<i>Tstat</i>	3.64	10.00	9.6	14.8		
<b>dlog(TC*Pstar)*GAP(inflación)</b> (1)	2.7***					2.9***
<i>Tstat</i>	5.63					4.24
<b>dlog(TC*Pstar)*GAP(actividad)</b>		3.07***				2.25**
<i>Tstat</i>		2.79				1.81
<b>dlog(TC*Pstar)*GAP(TCR)</b> (2)			1.48***			
<i>Tstat</i>			3.06			
<b>dlog(TC*Pstar)*DUM_F</b>				-0.45***		0.22**
<i>Tstat</i>				-6.80		2.01
<b>dlog(TC*Pstar) si dlog(TC*Pstar)&gt;0</b>					0.53***	0.31***
<i>Tstat</i>					11.1	2.56
<b>dlog(TC*Pstar) si dlog(TC*Pstar)&lt;0</b>					0.04	0.11
<i>Tstat</i>					0.32	0.96
<b>R2 ajustado</b>	0.77	0.61	0.77	0.73	0.61	0.68
<b>Metodo de estimación</b>	MC2E	MCO	MCO	MCO	MCO	MC2E

Datos trimestrales: 1990q1 a 2010q4

(1) El Gap(inflación) se define como la diferencia entre la inflación y su promedio en la muestra. Dada la simultaneidad se instrumentaliza la brecha de inflación con su rezago

(2) par GAP(TCR)>0 y TC\*Pstar>0

\*\*\*, \*\* y \*: Significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente

**Nivel inflacionario.** La primera columna en la tabla 3 da cuenta de un impacto positivo y significativo de la inflación sobre el coeficiente de traspaso. Frones y Glejberman (2011) encuentran un resultado similar, en su modelo con umbrales, en el cual el nivel inflacionario que dispararía el aumento del traspaso se ubicaría en 37,2% anual u 8,4% para el modelo en frecuencia trimestral. Ambos resultados de ambos estudios muestran la sensibilidad del traspaso a la inflación para el caso de Uruguay.<sup>5</sup>

Para otras economías, Taylor (2000), Ca'Zorzi y Hahn (2007) y Sekine (2006), entre otros, dan cuenta de un mayor nivel de traspaso para niveles inflacionarios elevados. El canal por el cual el nivel de inflación afectaría el traspaso puede referir a un modelo de fijación de precios en el que los agentes realizan los ajustes aperiódicamente cada vez que la presión sobre sus costos supera cierto umbral. Cuando la inflación es elevada, la probabilidad de tener que ajustar a la baja los precios si el shock sobre TC fuera transitorio es reducida; por el contrario, en contextos inflacionarios controlados, la probabilidad de que la reversión del shock requiera un ajuste deflacionario de precios es mayor. Dado que existe rigidez a la baja en ciertos precios, los agentes ajustarían más rápido los shocks de tipo de cambio en contextos de inflación crónica y elevada. En períodos de inflación baja pueden observarse episodios prolongados para los cuales los márgenes absorben los shocks, a condición de que estos sean transitorios.

**Brecha de producto.** La segunda columna de la tabla 3 sugiere que presiones de demanda

asociadas a brechas de actividad positiva (GAP de actividad)<sup>6</sup> aumentan el traspaso de tipo de cambio a precios. El resultado es cualitativamente similar al observado para el modelo semiestructural, en el cual una tasa de desempleo inferior a la NAIRU estimula un mayor traspaso. A su vez, este es coincidente con el reportado por Varela y Vera (2003) y Frones y Glejberman (2011).

**Brecha de TCR.** El modo en que la brecha de tipo de cambio real incide en el traspaso opera asimétricamente. Cuando la economía experimenta variaciones de tipo de cambio, su traslado a precios dependerá del nivel de desequilibrio del TCR<sup>7</sup> y el tipo de presiones sobre los precios relativos. De este modo se pueden establecer cuatro casos:

- a. Aumentos de tipo de cambio con brecha positiva. Como consecuencia, aumenta la inflación, lo que estimula una apreciación real que permite amortiguar el desalineamiento. En este caso el traspaso se hace más potente.
- b. Aumentos de tipo de cambio con brecha negativa. En este contexto no se requieren mayores aumentos de inflación ya que la depreciación permite licuar la brecha de TCR. Por lo tanto, el traspaso es menor.
- c. Caída de tipo de cambio con brecha positiva. En este escenario la apreciación contribuye a resolver el desequilibrio real, por lo cual no se requiere un ajuste deflacionario. En este caso el traspaso es menor.
- d. Caída de tipo de cambio con brecha negativa. Este escenario induce teóricamente deflación. Si el nivel de precios es flexible, se potencia el traspaso. En

<sup>5</sup> Si bien la correlación entre ambos procesos es robusta, no implica causalidad. Nogueira y León (2008) plantean que caídas en el traspaso podrían haber contribuido a una inflación más estable, estableciéndose una relación bidireccional entre inflación y traspaso. Para identificar la relación unidireccional de inflación a traspaso, se estimó el modelo por mínimos cuadrados en dos etapas MC2E, utilizando rezagos de la inflación como instrumento. A su vez, para no distorsionar el coeficiente asociado al traspaso incondicional, se emplea como variable de interacción la brecha inflacionaria definida como los desvíos respecto a su nivel promedio.

<sup>6</sup> La brecha de capacidad se aproxima por la diferencia logarítmica entre el PBI real desestacionalizado y su filtro de Hodrick-Prescott con el ratio de ruido/señal ( $\lambda$ ) de 1600.

<sup>7</sup> La brecha de TCR se computa a partir de un modelo similar al propuesto por Gianelli y Mednik (2006), en función de la relación gasto-producto, los términos de intercambio y la productividad media de la economía.

caso de que existan rigideces nominales a la baja, se observará una caída en el traspaso.

La tercera columna de la tabla 3 evalúa el impacto de la brecha de TCR sobre el traspaso. De los cuatro casos identificados previamente, el único que resultó significativo y robusto para explicar el nivel de traspaso en Uruguay fue el relativo a una brecha de tipo de cambio real positiva junto con aumentos de inflación externa en pesos (el caso *a*). Los restantes casos tendrían un efecto aparentemente neutro.

**Régimen cambiario.** El modelo estimado en la cuarta columna de la tabla 3 incorpora un quiebre estructural luego del abandono del régimen de bandas de flotación a partir del tercer trimestre del 2002 (*Dum\_F*). El resultado sugiere que este habría incidido en la caída del traspaso, el cual se habría reducido a partir del abandono del régimen de bandas de flotación. Este resultado también está en sintonía los resultados de Frones y Glejberman (2011).

Según Mishkin (2008) y Nogueira y León (2008), en regímenes de *Inflation Targeting* el nivel de traspaso está inversamente asociado a la credibilidad de la autoridad monetaria y a su compromiso de cumplir la meta de inflación. Si el banco central es creíble y las expectativas de los agentes se encuentran ancladas en la meta de inflación, los shocks de tipo de cambio inducen cambios en las expectativas sobre la futura conducción de política monetaria.<sup>8</sup>

**Asimetría de signo.** El resultado de la quinta columna de la tabla 3 indicaría, en línea con Varela y Vera (2003), que las depreciaciones tendrían mayor impacto sobre el nivel de precios que las apreciaciones. Frones y Glejberman (2011) encuentran que depreciaciones superiores a 16% estarían asociadas a traspasos de tipo de cambio a precios superiores.

En una economía con precios flexibles, el traspaso de tipo de cambio sugiere que las depreciaciones están asociadas a aumentos en la inflación y las apreciaciones a una reducción. En la medida en que existan rigideces de precios a la baja, ambos efectos podrían ser asimétricos. Los resultados de la estimación presentada en la quinta columna de la tabla 3 sugieren una asimetría de signo en el traspaso vinculada a las depreciaciones y apreciaciones. La diferencia entre ambos coeficientes de traspaso es significativamente distinta, de 0 al 99%.

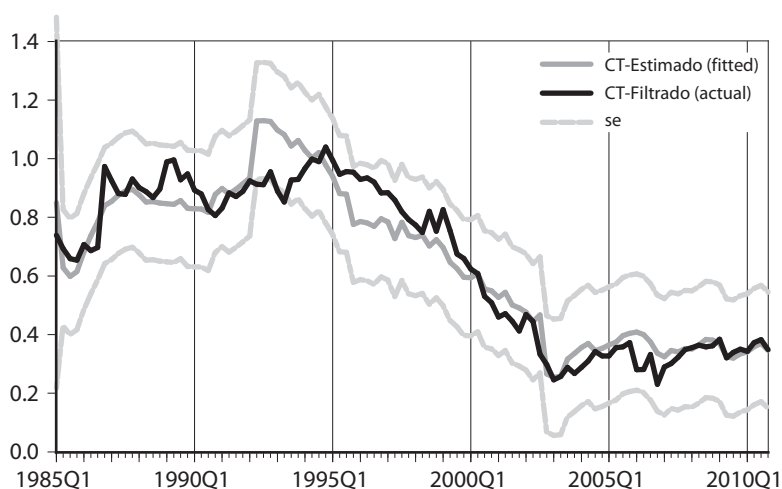
**Robustez de los resultados.** Finalmente, para evaluar la sensibilidad de los resultados se añade una sexta columna en la tabla 3, donde el traspaso se corrige por cuatro de los factores identificados: el nivel de inflación, la brecha de producto, el régimen monetario y la asimetría de signo en la dinámica del tipo de cambio. El ejercicio es importante ya que la omisión de variables genera sesgo en los estimadores. Esta especificación es similar a la propuesta por León, et al. (2001), quienes, a su vez, incluyeron un término asociado al coeficiente de apertura, que para Uruguay no fue significativo. El resultado permite concluir que la evidencia discutida previamente es robusta. En general, el rol individual de cada factor disminuye respecto a las estimaciones previas al ser controlado por los restantes. Esto obedece a que el signo de las correlaciones cruzadas coincide con el relativo al traspaso para cada factor. La única variable que no resultó significativa en la especificación general (y por lo tanto fue excluida) fue la brecha de TCR.

## 5.2. Los fundamentos del traspaso bajo un filtro de Kalman

Heringer et al. (2010) y Nogueira y León-Le-desma (2008) aplican un filtro de Kalman con fundamentos en la ecuación de estado para explicar los cambios en el traspaso de tipo de cambio a precios basándose en sus fundamentos para la economía brasileña. A continuación

<sup>8</sup> Devereux y Yetman (2002) derivan un resultado similar a partir de un modelo formal con distintos parámetros en la regla de política monetaria. Estos autores concluyen que la conducción monetaria es clave para explicar el nivel de traspaso.

Gráfico 10. Traspaso estimado vs. filtrado



se especifica un modelo en estado espacio similar al discutido en 3.2, considerando, en lugar de una dinámica autorregresiva, diversos

fundamentos como variables explicativas del traspaso.<sup>9</sup> La especificación empleada en frecuencia trimestral es la siguiente:

$$d \log(IPC_t) = \theta_1 + CT_t \cdot d \log(TC_t) + CT_t \cdot d \log(Pstar_t) + V = \exp(\theta_2) \quad (7)$$

$$CT_t = \theta_3 + \theta_4 \cdot d \log(IPC_t) + \theta_5 \cdot GAP_t + \theta_6 \cdot dum_t + V = \exp(\theta_7)$$

Tabla 4: Estimación por Kalman  $\theta_1$  a  $\theta_7$ 

	Coef*.	Zstat
$\theta_1$	0.06***	22.3
$\theta_2$	-9.4***	-22.60
$\theta_3$	0.43***	9.26
$\theta_4$	1.06***	13.1
$\theta_5$	1.27**	2.4
$\theta_6$	-0.16***	-5.39
$\theta_7$	-4.46***	-18.60

Como puede observarse, en la ecuación de estado las variables asociadas a la inflación, la brecha de producto y el régimen cambiario resultan significativas y muestran el signo esperado ( $\theta_4 > 0$ ;  $\theta_5 > 0$  y  $\theta_6 < 0$ ). En particular,

un aumento de la inflación estimula un mayor traspaso del tipo de cambio a precios domésticos. Asimismo, una brecha de actividad positiva permite trasladar los shocks nominales provenientes del sector transable sin presionar sobre las cuotas de mercado. Finalmente, el régimen cambiario parece jugar un rol aún controlado por los factores previos. En particular, los regímenes de flotación estarían asociados a traspaso 16% inferior respecto al régimen de bandas cambiarias.

El gráfico 10 permite apreciar cómo la dinámica de los fundamentos explica los movimientos en el traspaso. Esta especificación sitúa

<sup>9</sup> Para obtener resultados parsimoniosos a partir del filtro de Kalman, se consideraron medias móviles para la inflación doméstica y externa, así como para la devaluación nominal, al igual que en la sección 3.2. Especificar el filtro en frecuencias bajas contribuye a identificar los factores más estables en la dinámica del traspaso. Se añade un término de error en la ecuación de observación para dar cuenta de posibles variables omitidas. La salida para este modelo se detalla en el Anexo III.



la reducción del traspaso en la segunda mitad de los noventa, asociándola principalmente a la caída en la inflación. Este resultado refuerza lo ya discutido. Sobre el final de la muestra, la variable de estado (el traspaso de mediano plazo) converge a un valor significativo de 0,36, lo cual está en línea con las investigaciones previas discutidas para Uruguay.

## 6. Conclusiones

Para la muestra completa, las metodologías empleadas no permiten rechazar un traspaso unitario de largo plazo. La velocidad a la que se procesa dicho traspaso, no obstante, habría caído. La reducción en la velocidad de traspaso a partir de mediados de la década del noventa es un hecho estilizado robusto, que resulta validado por las estimaciones recursivas de modelos VAR, por la dinámica de la variable de estado del filtro de Kalman, e incluso es consistente con algunas estimaciones no lineales vinculadas a fundamentos, ya que para algunos de ellos se habrían procesado cambios estructurales. Los ejercicios realizados permitirían concluir que la caída en el traspaso a corto y mediano plazo se explicaría mayormente por la desaceleración inflacionaria y en menor medida por el cambio de régimen monetario. Este resultado es coincidente con el obtenido por Frones y Glejberman (2011) y se encuentra en línea con la evidencia internacional.

Los fundamentos identificados a través de modelos no lineales y el filtro de Kalman sugieren:

- a. Una relación positiva entre la inflación y el traspaso, que sería consistente con ajustes de precios aperiódicos en función del tamaño acumulado de los desalineamientos en la ecuación de costos.

- b. Una relación positiva entre la brecha de producto y el traspaso. Los excesos de demanda generan presiones a la apreciación del TCR, la cual estimula una aceleración inflacionaria especialmente en bienes no transables, potenciando el traspaso de tipo de cambio a precios.
- c. Una relación positiva entre el traspaso y la brecha de TCR para niveles de sobrevaluación en episodios de depreciación cambiaria.
- d. Un traspaso menor en episodios de apreciación, lo cual estaría vinculado a la rigidez nominal de precios y salarios a la baja.
- e. Un traspaso menor para el régimen de flotación. Esto podría obedecer a una referencia para las expectativas de inflación (meta del BC), lo cual amortiguaría el traspaso a precios de shocks sobre el tipo de cambio.

Las consideraciones de política monetaria que se desprenden de este estudio sugieren que la sensibilidad de la inflación a los movimientos de tipo de cambio es más débil que a comienzos de la década del noventa en Uruguay. Esto genera grados de libertad adicionales en horizontes cortos para la política monetaria con relación al período de inflación crónica. No obstante, la capacidad de incidir sobre el TCR es muy limitada y se encuentra restringida por la instancia macroeconómica en los fundamentos del traspaso y el grado de rigidez nominal de otros precios (fundamentalmente salarios). En este sentido, se aplicaría la crítica de Lucas, ya que los fundamentos del traspaso no son ajenos a la política monetaria, por lo cual esta deberá siempre considerar los efectos directos e indirectos, teniendo presente que en el largo plazo los precios relativos dependen exclusivamente de factores reales.

## Bibliografía

- ABOAL, D. (2002), "Tipo de cambio real de equilibrio en Uruguay", XVII Jornadas Anuales de Economía del Uruguay.
- BANDT, O.; BANERJEE, A., y KOZLUK, T. (2008), *Measuring long run exchange rate pass through*, Banco de Francia, Notas de Estudio, NER 173.
- BARHOUMI, K. (2006), *Exchange rate pass through and structural macroeconomic shocks in developing countries: an empirical investigation*, Munchi Personal PePec Archive, 6573.
- BASAL, J.; GIANELLI, D.; MOURELLE, J., y VICENTE, L. (2010), "Un modelo macroeconómico de estimación trimestral para la economía uruguaya", Jornadas Anuales de Economía, Banco Central del Uruguay.
- BOUAKEZ, H., y REBEL, N. (2005), *Has exchange rate pass through really declined in Canada?*, Bank of Canada, Working Paper 2005-09.
- CANCELO, J.; FERNÁNDEZ, A.; GOYENECHÉ, J.; RODRÍGUEZ, S., y URRESTARAZÚ, I (2000), "Paridad de poderes de compra en el Mercosur: Un análisis a partir de la evolución a largo y mediano plazo del tipo de cambio real", IEST 00/01.
- CA'ZORZI, M.; HAHN, E., y SÁNCHEZ, M. (2007), *Exchange rate pass through in emerging markets*, European Central Bank, Working Paper 739.
- DEVEREUX, M., y YETMAN, J. (2002), *Price setting and exchange rate pass-through: theory and evidence*, HKIMR Working Paper 22/2002, diciembre.
- DONRNBUSH, R., y KRUGMAN, P. (1976), "Flexible exchange rates in the short run", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, n.º 3.
- FERNÁNDEZ, R. (2002), "Dos modelizaciones de la formación de precios en Uruguay", *Revista de Economía del BCU*, vol. 9, n.º 1
- FERNÁNDEZ, A.; FERREIRA, M.; GARDA, P.; LANZILLOTTA, B., y MANTERO, R. (2005), *TCR competitivo y otras soluciones desajustadas*, Documentos de Trabajo CINVE.
- FERNÁNDEZ, A., ZUNINO, G., y LANZILLOTTA, B. (2010), *Análisis de la persistencia inflacionaria en Uruguay a través de pruebas de estabilidad paramétrica*, Documentos de Trabajo CINVE.
- FRONES, L., y GLEJBERMAN, J. (2011), "Asimetrías en el Pass-Through de tipo de cambio a precios en Uruguay", tesis de grado, Universidad de la República.
- GARCÍA, C., y RESTRPO, J. (2001), *Price inflation and exchange rate passthrough in Chile*, Banco Central de Chile, Documento de Trabajo 128.
- GAULIER, G.; LAHRECHE-REUIL, A., y MEJAN, I (2006), *Exchange rate pass through at the product level*, CEPPII - Working Paper 02.
- GIANELLI, D., y MEDNIK, M. (2006), "Un modelo de corrección de errores para el tipo de cambio real en Uruguay", *Revista de Economía del BCU*, vol. 13, n.º 2.
- HARVEY, A. (1989), *Forecasting, structural time series models and the kaman filter*, Cambridge University Press
- HERINGER, A.; MARTINS, R., y PIRES, L. (2010), "On The Exchange Rate Pass-Through Determinants: a State Space Approach for Brazil", 32<sup>nd</sup> Meeting of the Brazilian Econometric Society.
- LEÓN, J.; MORERA, A., y RAMOS, W. (2001), *El passthrough del tipo de cambio: un análisis para la economía costarricense de 1991 a 2001*, Banco Central de Costa Rica, Documento de Trabajo.
- LÓPEZ MEJÍA, A.; REBUCCI, A., y SAIZAR, C. (2008), *Pass-through, Dollarization and Credibility in Uruguay*, IMF Staff Country Report 08/46.
- MISHKIN, F. (2008), *Exchange rate pass through and monetary policy*, NBER Working Paper 13889.
- NOGUEIRA, R., y LEÓN-LEDESMA, M. (2008), *Is low inflation really causing the decline in exchange rate pass through?*, Department of Economics, University of Kent in its series Studies in Economics 1002.
- SEKINE, T. (2006), *Time varying exchange rate pass through: experiences of some industrial countries*, BIS Working Paper 202.
- TAYLOR, J. (2000), "Low inflation, pass through, and pricing power of firms", *European Economic Review* n.º 44.
- TAYLOR y TAYLOR (2004), "The purchasing power parity debate", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 18, n.º 4.
- VARELA, G., y VERA, C. (2003), "Mecanismos de transmisión de la política monetario-cambiaría a precios", *Revista de Economía del BCU*, vol. 10, n.º 1.

## Anexo I. Fuente de variables empleadas

Variable	Descripción	Fuente
IPC	Índice de precios al consumo (IPC)	INE
IMS	Índice medio de salarios privados	INE
TCN	Tipo de cambio nominal	BCU
PSTAR	Precios externos ponderados por participación en el comercio	BCU
PIMP	Deflactor de importaciones	BCU
TCR	Tipo de cambio real	BCU
IPM	Índice de precios al productor de productos nacionales	INE
PRME	Productividad media, calculada como PIB/Ocupados	BCU e INE
TCR	Tipo de cambio real	BCU
U	Tasa de desempleo	INE
GAP	Producto interno bruto (PIB)/Filtro de HP para el PIB-1	Cálculo propio basado en BCU
MARG	Log(IPC)-Log(IPM)	Cálculo propio basado en BCU
CLU	Costos laborales unitarios IMS/PRME	Cálculo propio basado en BCU e INE
GAP de TCR	Residuo del modelo de TCR del MMET Ver Gianelli y Mednik (2006) y Basal et al. (2010)	Cálculo propio

## Anexo II. Programa para FIR (relativas) acumuladas móviles del VAR

```

smpl 1977m01 2010m12
%N="265"
!w={%N}
!j=0
for !i=1 to !w
smpl 1980+!i 1980+!i+96
var var1.ls 1 3 6 6 12 12 dlog(dol) dlog(ipc) dlog(ims) @ dlog(pstar) dlog(pstar(-1)) dlog(pstar(-6))
dlog(pstar(-12))
var1.impulse(100,matbys=ir,imp=chol,a) dlog(dol) dlog(ipc) @ dlog(dol)
vector v1 = @columnextract(IR,2)
vector v2 = @columnextract(IR,1)
vector PT_!i=@ediv(v1,v2)
delete IR
delete v1
delete v2
!j=!j+1
next
matrix(100,!w) results
for !i=1 to !w
colplace(results,PT_!i,!i)
delete PT_!i
next
vector anio = @rowextract(results,12)
vector politica = @rowextract(results,18)

```

```
vector LP = @rowextract(results,80)
vector PT_1980=@columnextract(results,1)
vector PT_1985=@columnextract(results,61)
vector PT_1990=@columnextract(results,121)
vector PT_1995=@columnextract(results,181)
vector PT_2000=@columnextract(results,241)
matrix(3,!w) results2
matrix(100,5) results3
rowplace(results2,anio,1)
rowplace(results2,politica,2)
rowplace(results2,lp,3)
colplace(results3,PT_1980,1)
colplace(results3,PT_1985,2)
colplace(results3,PT_1990,3)
colplace(results3,PT_1995,4)
colplace(results3,PT_2000,5)
matrix m2 = @transpose(results2)
delete results2
deleteanio
deletepolitica
delete LP
show var1
delete PT_1980
delete PT_1985
delete PT_1990
delete PT_1995
delete PT_2000
m2.line
```

---

### Anexo III. Resultados del modelo de estado espacio

@signal dlog(ipc,0,16)/4 = C(1)+b1\*dlog(dol,0,16)/4+B1\*DLOG(PSTAR,0,16)/4+[var = exp(c(5))]

@state b1 = c(3)+C(2)\*DLOG(IPC2,0,16)/4+C(3)\*GAP+C(4)\*DUM\_F+[var = exp(c(6))]

Sspace: SS\_4Y  
 Method: Maximum likelihood (Marquardt)  
 Sample: 1985Q1 2010Q4  
 Included observations: 104  
 User prior mean: VEC011  
 User prior variance: SYM011  
 Convergence achieved after 33 iterations

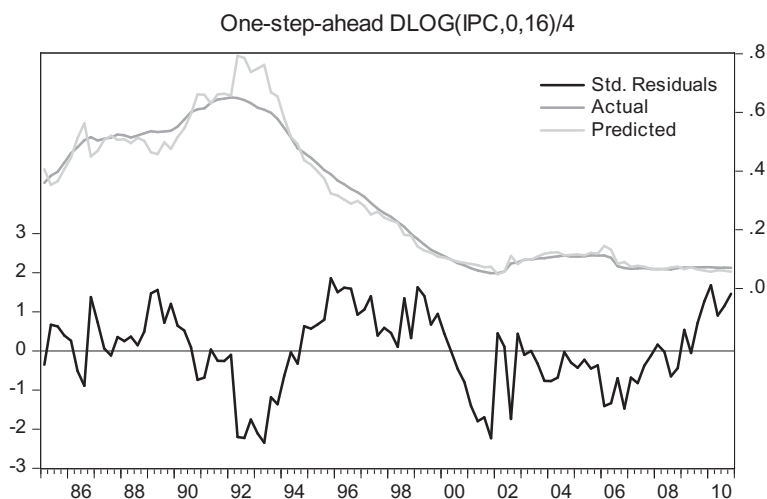
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.056655	0.002470	22.93741	0.0000
C(3)	0.429746	0.044019	9.762733	0.0000
C(4)	1.056198	0.080769	13.07673	0.0000
C(5)	1.266897	0.515647	2.456908	0.0140
C(6)	-0.160039	0.027942	-5.727604	0.0000
C(30)	-4.622227	0.248601	-18.59294	0.0000
C(31)	-9.382001	0.369845	-25.36736	0.0000

	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
B1	0.356835	0.099151	3.598910	0.0003

Log likelihood	233.1685	Akaike info criterion	-4.349394
Parameters	7	Schwarz criterion	-4.171406
Diffuse priors	0	Hannan-Quinn criter.	-4.277285



Recibido: 25/5/2011  
 Versión final aceptada: 27/1/2012