



## **Documentos de Trabajo**

### **El Traspaso de Tipo de Cambio a Precios en Uruguay**

**Diego Gianelli**

**Documento No. 27/11**  
Noviembre 2011

ISSN 0797-7484

## **El Traspaso de Tipo de Cambio a Precios en Uruguay**

---

Diego Gianelli\*

BCU- Departamento de Economía, FCS-UDELAR

Noviembre de 2011

### RESUMEN

*El presente estudio analiza la magnitud y velocidad del traspaso de tipo de cambio a precios comparando los resultados de un Modelo Semi-estructural, 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 variables macroeconómicas 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 90. 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.*

### 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 is a significant fall in the speed of convergence since the mid 90's. This fall is associated with the reduction in the inflation stance and the abandonment of the crawling peg regime. The paper also suggests a leverage effect on the pass through due to a positive output gap.*

Clasificación JEL : E31, E50, F31, C32

Palabras Clave: Traspaso, Tipo de cambio, Política Monetaria, Uruguay

Key Words: Pass-through, Exchange Rate, Monetary Policy, Uruguay

---

\* Las opiniones expresadas son las del autor y no necesariamente reflejan la posición oficial del Banco Central del Uruguay ni de la Universidad de la República. Se agracen los comentarios y sugerencias Gerardo Licandro y especialmente de José Antonio Lisandro. Sin perjuicio de lo cual, las opiniones del presente estudio comprometen únicamente al autor.

## 1- INTRODUCCIÓN

El coeficiente de traspaso de tipo de cambio (en adelante traspaso) refiere a la elasticidad entre el tipo de cambio y los precios. Contar con estimaciones precisas respecto a su magnitud en los distintos horizontes, así como entender los factores que inciden en ella, es vital 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. 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 persistente. Devereux y Yetman (2002) introducen un modelo formal para explicar la conexión entre traspaso y política monetaria. Según estos autores, políticas menos acomodaticias junto a 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 ha sido ampliamente documentada en estudios empíricos. Para países desarrollados, Sekine (2006) sostiene que la caída en el traspaso fue generalizada, observándose 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. A nivel regional, sobresalen los trabajos de Heringer y Pirez (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.

El presente estudio tiene una doble motivación. En primer lugar, pretende medir empíricamente el traspaso a distintos horizontes y para distintas submuestras; y en segunda instancia, identificar el rol de los fundamentos en su dinámica para el caso de Uruguay.

Un traspaso significativamente inferior a uno para el largo plazo es en sí mismo un concepto desafiante desde el punto de vista teórico. Por ello, en la segunda sección se discutirá la relevancia del concepto de la Paridad de Poderes de Compra (PPC) en cuanto a su implicancia respecto del traspaso de largo plazo. En la tercera sección se profundizará en las interconexiones que vinculan a corto y largo plazo las variables nominales. Para ello se estimará y resolverá un sistema de ecuaciones para precios (al consumo e importados) y salarios a través de un modelo semiestructural, considerando al tipo de cambio como 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.

Dado que el tipo de cambio puede ser considerado una variable endógena del sistema, en la cuarta sección se compararán los resultados previos con los de un sistema de Vectores Autorregresivos (VAR) sin restricciones para las variaciones de precios, salarios y tipo de cambio, controlando por la dinámica de los precios externos. Empleando esta metodología, se contrastarán los resultados en ventanas móviles para evaluar la estabilidad del coeficiente de traspaso en el tiempo y se comparará con los resultados de un Filtro de Kalman estándar para el traspaso.

Una vez identificada la dinámica intertemporal del traspaso, en la quinta sección, se especificarán modelos asimétricos para identificar los determinantes del traspaso. Las técnicas propuestas para este propósito serán ecuaciones no lineales en el coeficiente de traspaso y fundamentos macroeconómicos para la ecuación de estado de un Filtro de Kalman. Esta metodología permitirá sustituir la interpretación habitual del traspaso como un parámetro, tratándolo como variable de estado vinculada a fundamentos. Las principales hipótesis a testear refieren a un mayor traspaso en contextos inflacionarios agudos y menores holguras de actividad. La intuición, que se desarrollará en el documento, guarda relación con empresas que ajustan aperiódicamente sus márgenes en función de las condiciones de mercado.

La sexta sección analizará el traspaso a nivel del componente transitorio de la inflación y devaluación. Dado que la evidencia en las secciones previas indicaría una reducción del traspaso para el período reciente, resulta de interés evaluar si la relación entre tipo de cambio y precios es exclusivamente un fenómeno asociado al componente permanente de estas variables o si guarda relación también con su componente transitorio. La séptima y última sección del estudio pone énfasis en el período de flotación para contextualizar los resultados observados a partir de un enfoque narrativo de las circunstancias macroeconómicas en las cuales se evalúa la relación entre tipo de cambio y precios. Finalmente, se presentan las principales conclusiones del estudio comentando y contrastando los resultados.

## 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 están arbitrados a los precios externos expresados en moneda local ( $P = P^* \cdot TC$ ) ha sido rechazada para los índices agregados. Criterios más laxos, como asumir un cierto nivel estacionario de discrepancia, asociado a la estructura arancelaria, los costos de transporte, e incluso factores cíclicos, han arrojado resultados mixtos ( $P = \alpha + P^* \cdot TC$ )<sup>1</sup>.

Taylor y Taylor (2004) sugieren que los test de PPC tienen bajo poder. Por ello, es de suma importancia el tamaño de la muestra para evaluar dicha hipótesis. La siguiente tabla muestra los resultados para Uruguay en distintas sub muestras anidadas.

	MODELOS LIBRES			MODELOS RESTRINGIDOS		
	1980-2010	1990-2010	2000-2010	1980-2010	1990-2010	2000-2010
	IPC	IPC	IPC	IPC	IPC	IPC
<b>C</b>	1.23	1.18	3.17	2.24	1.87	3.99
<i>Pval</i>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>TC</b>	<b>0.98</b>	<b>1.03</b>	<b>0.67</b>			
<i>Pval</i>	0.00	0.00	0.00			
<b>Pstar</b>	<b>1.20</b>	<b>1.18</b>	<b>1.02</b>			
<i>Pval</i>	0.00	0.00	0.00			
<b>TC*Pstar</b>				<b>1.00</b>	<b>1.05</b>	<b>0.80</b>
<i>Pval</i>				0.00	0.00	0.00
<b>*H0-(Fstat)</b>	<b>0.01</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.83</b>	<b>0.01</b>	<b>0.00</b>
<b>R2c</b>	0.99	0.98	0.90	0.99	0.99	0.85
<b>**Res - ADF</b>	0.01	0.00	0.03	0.01	0.01	0.20
<b>***Res - LM</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>N° obs</b>	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 Incorrección.

Los resultados guardan relación con los reportados por Cancelo, Fernandez et.al. (2000) para una muestra más amplia. 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

<sup>1</sup> En general la PPC se cumple en muestras largas cuando se permite ajustar los datos a cambios estructurales de nivel en el TCR y/ o se asumen transiciones suavizadas (STARs).

los precios externos en moneda local y un nivel de TCR de equilibrio, no puede rechazarse una versión débil de la PPC para la muestra completa<sup>2</sup>.

De verificarse 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 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 también en su totalidad.

Para Uruguay, Gianelli y Mednik (2006) estiman un modelo de fundamentos para el TCR en el cual la ecuación de media explica completamente la tendencia estocástica del proceso. Esto es, si bien el TCR es estadísticamente no estacionario en muestras cortas, 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 no permite descartar a priori un traspaso unitario de muy largo plazo de tipo de cambio a precios.

Desde esta perspectiva, los impulsos de política monetaria, en la medida en que no afecten los fundamentos reales, tendrían escasa capacidad de incidir sobre el TCR de largo plazo. No obstante, dado que la brecha de TCR cuenta con alta persistencia, el impacto de la política monetaria a corto y mediano plazo no sería necesariamente neutro, estando condicionado, en última instancia, al nivel relativo de los fundamentos.

Habiendo discutido la relación de largo plazo entre tipo de cambio y precios en el marco de la PPC, las siguientes secciones se intentará evaluar la magnitud y velocidad del traspaso en distintos horizontes. Para muestras cortas, algunos de los métodos propuestos presentan cierta dificultad para atribuir los cambios en el traspaso de largo plazo a su nivel o a la

---

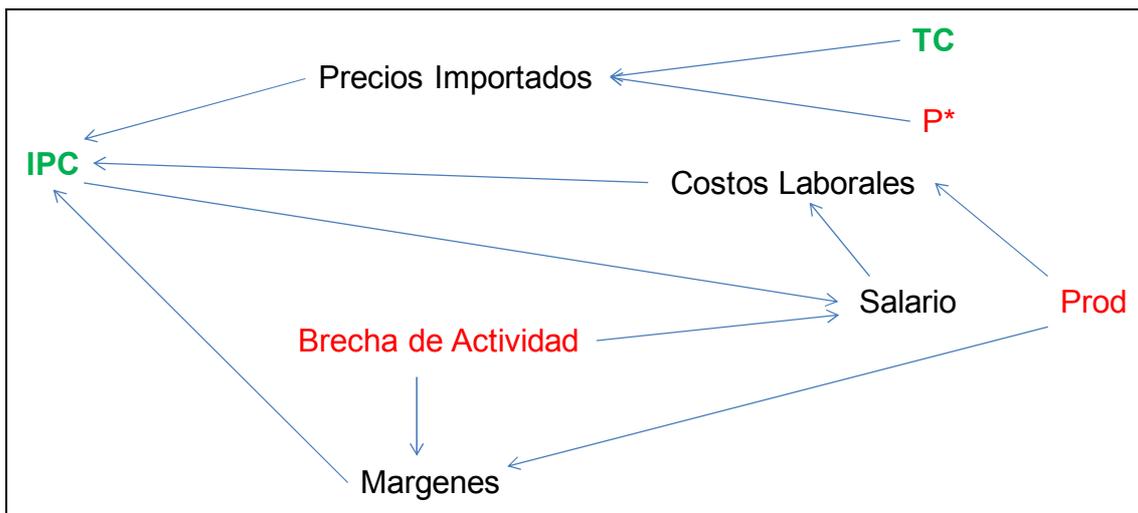
<sup>2</sup> Taylor y Taylor (2004) señalan que la PPC es más robusta en economías con alta inflación, lo cual podría estar distorsionando los resultados en muestras cortas. En el Anexo I se analiza la relación entre precios externos y tipo de cambio según el régimen cambiario y su incidencia en la medición del traspaso.

velocidad en que se procesan los ajustes<sup>3</sup>. Por ello, las consideraciones de largo plazo que se desprenden, especialmente a través de modelos con enfoques empiricistas, deben ser ponderadas a la luz de los argumentos previamente discutidos.

### 3- ANALISIS DEL TRASPASO A PARTIR DE UN MODELO SEMIESTRUCTURAL

En esta sección se 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. El objetivo obedece a la necesidad de incorporar la retroalimentación entre las variables nominales y controlar por factores reales a los efectos de inferir el traspaso entre unas y otras. Medir aisladamente la relación entre inflación y tipo de cambio puede distorsionar los resultados en cuanto a la magnitud y velocidad del traspaso. El siguiente diagrama presenta simplificada la estructura del modelo.

DIAGRAMA 1. LA ESTRUCTURA DEL MODELO



El modelo cuenta con tres ecuaciones para las variables nominales: precios importados, salarios privados y precios al consumo; y una ecuación para los márgenes de comercialización 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, donde las variaciones de tipo de cambio son consideradas exógenas. Una derivación formal de

<sup>3</sup> Esto último guarda relación con la dificultad de identificar insesgada y eficientemente los vectores de cointegración, y estimar la velocidad de convergencia.

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, permitiendo que el modelo ajuste flexiblemente a los datos<sup>4</sup>.

### 3.1- EL MODELO:

A continuación se presentan las ecuaciones para las variables endógenas. Las mismas fueron estimadas en un sistema de ecuaciones por Mínimos Cuadrados en Tres Etapas (MC3E). La conveniencia de este método de estimación obedece a la endogeneidad 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. Los modelos se especifican sin restricciones, en niveles y diferencias, permitiéndose, de este modo, la identificación de relaciones de largo plazo conjuntamente con la representación dinámica de los procesos<sup>5</sup>.

3.1.1 La ecuación para los Precios de Productos Importados (Pimp) medidos en moneda nacional se modela en función de los Precios Externos Relevantes ( $P^*$ ) 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 coeficientes de la regresión propuesta dan cuenta de una elasticidad de largo plazo muy cercana a uno respecto al tipo de cambio y algo menor para los precios externos. Un test de Wald sobre esta relación rechaza el cumplimiento de una PPC en términos estrictos. Este resultado es sorprendente, dado la naturaleza transable de los bienes en cuestión. Posiblemente dicho resultado guarde relación con las distintas composiciones de los índices de precios considerados y algún efecto de *pricing to market* a la Krugman.

---

<sup>4</sup> El MMET (Modelo Macroeconómico de Estimación Trimestral) es un modelo estructural de dimensión media (aprox. 100 ecuaciones) para la economía Uruguaya; en el cual, para garantizar el cumplimiento de condiciones de estado estacionario, se imponen numerosas restricciones. Ver Basal, Gianelli, Mourelle y Vicente (2010).

<sup>5</sup> La primera línea en cada ecuación refiere a la relación de largo plazo y la segunda refiere a la dinámica de corto plazo. Los valores en paréntesis curvos debajo de los parámetros recogen los estadísticos T-student para los coeficientes estimados. La salida se reporta en el Anexo II.A.

$$\begin{aligned}
 d \log(Pimp_t) = & -1.75 - 0.23 \cdot \text{Log}(Pimp_{t-1}) + 0.18 \cdot \text{Log}(P^*_{t-1}) + 0.24 \cdot \text{Log}(TC_{t-1}) & 1) \\
 & (-3.69) (-4.15) & (3.36) & (4.23) \\
 & + 0.76 \cdot d \log(P^*_t) + 0.91 \cdot d \log(TC_t) \\
 & (6.69) & (6.78)
 \end{aligned}$$

$$R_C^2 = 0.60 \quad \text{Metotodo : MC3E} \quad \text{Período de estimación : 1989.I - 2010.III}$$

3.1.2 La ecuación de inflación sigue una especificación consistente con una función de costos, a la que se añade un efecto de corto plazo asociado a cambios en los márgenes de comercialización (marg). Funciones de costos medios para modelos de inflación en Uruguay 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, con una participación de 33% para los insumos importados y 66% para los Costos Laborales Unitarios (CLU)<sup>6</sup>. Estos valores son coherentes con la participación relativa de ambos factores para una estimación estándar de función de producción multifactorial.

$$\begin{aligned}
 d \log(P_t) = & 1.58 - 0.22 \cdot \text{Log}(P_{t-1}) + 0.08 \cdot \text{Log}(Pimp_{t-1}) + 0.14 \cdot \text{Log}(S_{t-1} / Pmed_{t-1}) & 2) \\
 & (5.02) (-4.62) & (4.53) & (3.92) \\
 & + 0.25 \cdot d \log(P_t) + 0.19 \cdot d \log(S_t) + 0.10 \cdot d \log(Pimp_t) + 0.08 \cdot d(marg_{t-1}) + 0.08 \cdot Dum02 \\
 & (2.71) & (2.57) & (4.03) & (4.03) & (4.22)
 \end{aligned}$$

$$R_C^2 = 0.94 \quad \text{Metotodo : MC3E} \quad \text{Período de estimación : 1989.I - 2010.III}$$

3.1.3 La ecuación para los salarios privados (S) asume que la relación de largo plazo depende del nivel de precios, la productividad media (Pmed) de la economía y el nivel general de desempleo (U). La estimación libre de dicha ecuación no cumple estrictamente con un nivel de largo plazo estacionario para los costos laborales unitarios en términos reales<sup>7</sup>. En lo que respecta al equilibrio parcial del mercado de trabajo, los salarios se reducen conforme crece el nivel de desempleo, introduciendo indirectamente una curva de Phillips en el modelo. Un nivel menor de desempleo estimula CLU más altos, los cuales se trasladan a los precios por la

<sup>6</sup> El test de Wald no permite rechazar que la suma de los coeficientes asociados a los precios importados y los costos laborales unitarios sumen el inverso del término rezagado en niveles para el IPC.

<sup>7</sup> Los coeficientes asociados al nivel rezagado de precios y productividad media tienen niveles próximos (en términos absolutos) al relativo a los salarios rezagados. El hecho de que el nivel de precios muestre un coeficiente menor es consistente en cierta pérdida de salario real en la muestra. El hecho de que el coeficiente de productividad exceda al de salarios implica que, dada la pérdida marginal de salario real, los aumentos de productividad fueron trasladados en exceso a salarios en el período considerado.

ecuación de costos. La dinámica de corto plazo contempla los aumentos recientes de precios y los ajustes salariales realizados en el mismo período del año anterior. Esto último guarda relación con las prácticas e instituciones del mercado de trabajo, en donde la autocorrelación estacional es importante.

$$\begin{aligned}
 d \log(S_t) = & -0.79 - 0.16 \cdot \text{Log}(S_{t-1}) + 0.14 \cdot \text{Log}(P_{t-1}) + 0.21 \cdot \text{Log}(P_{med_{t-1}}) - 0.20 \cdot U_t & 3) \\
 & (-2.20) (-5.66) & (5.58) & (2.62) & (-2.00) \\
 & + 0.35 \cdot d \log(S_{t-4}) + 0.58 \cdot d \log(P_t) \\
 & (5.65) & (4.85)
 \end{aligned}$$

$$R_C^2 = 0.87 \quad \text{Metotodo : MC3E} \quad \text{Período de estimación : 1989.I - 2010.III}$$

Los márgenes son aproximados por la diferencia logarítmica entre el IPC y el Índice de Precios Mayorista (IPM). 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.

3.1.4 La ecuación de márgenes, 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. Mayores holguras en la actividad económica o un aumento de las mismas presionan negativamente en los márgenes; mientras que aumentos de productividad serían trasladados progresivamente a salarios, ampliando transitoriamente los márgenes minoristas.

$$\begin{aligned}
 d(\text{m arg}_t) = & 0.03 - 0.31 \cdot U_t - 1.5 \cdot D(U_t) + 0.32 \cdot d \log(P_{med}) & 4) \\
 & (2.25) (-2.36) & (-3.33) & (1.46)
 \end{aligned}$$

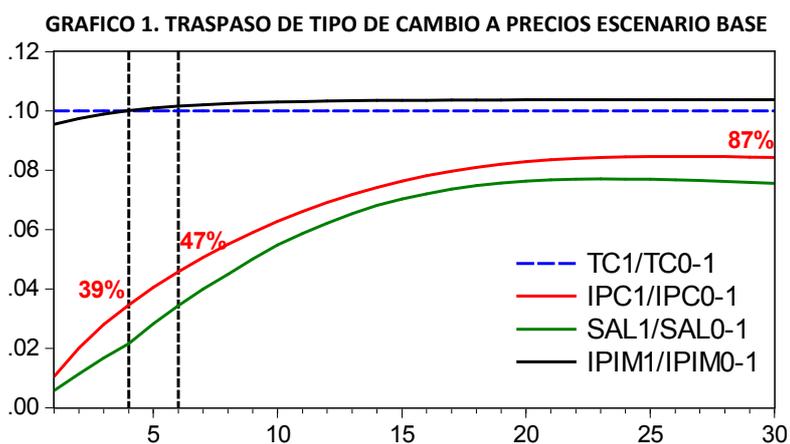
$$R_C^2 = 0.17 \quad \text{Metotodo : MC3E} \quad \text{Período de estimación : 1989.I - 2010.III}$$

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. Para el ejercicio, estos supuestos colocan a las variables exógenas en terreno neutro. Este resultado se contrasta con el que se deriva para una tasa de desempleo inferior a la NAIRU.

### 3.2- RESULTADOS PARA LA SIMULACION DE SHOCKS SOBRE EL TIPO DE CAMBIO:

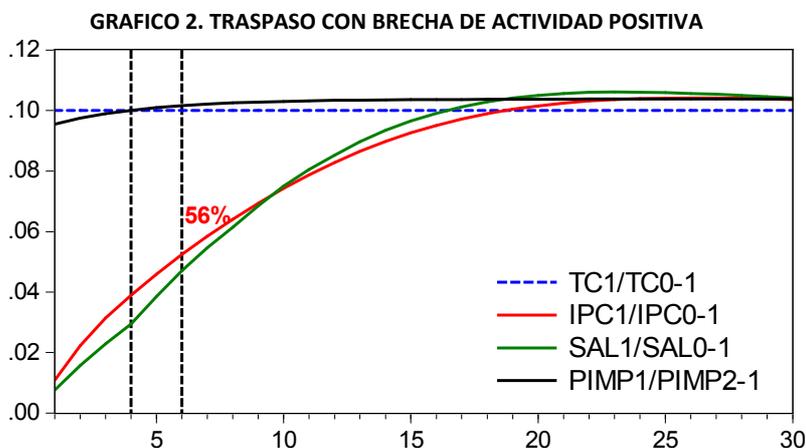
En el siguiente sub apartado se presentaran los resultados de las simulaciones dinámicas realizadas sobre el modelo presentado previamente. Dada la simultaneidad de las relaciones se resuelve el modelo apelando a un algoritmo apropiado. Una consideración previa es que el modelo propuesto a diferencia de otros (entre ellos el MMET) no impone restricciones sobre los coeficientes de las ecuaciones. De haberlo hecho, ciertas conclusiones, en especial las referidas al largo plazo, hubieran sido tautológicas<sup>8</sup>.

El siguiente gráfico muestra la dinámica para una simulación de aumento de 10% en el tipo de cambio nominal para el modelo base una vez que el mismo llega a su estado estacionario. El resultado sugiere un traspaso a precios de 40% en el primer año, 50% en el horizonte de 18 meses (en el cual se fija el objetivo inflacionario), convergiendo asintóticamente a un traspaso cercano a 90% a partir del tercer año.



<sup>8</sup> En particular, si los precios importados ajustan en su relación de largo plazo perfectamente a una PPC; la ecuación de precios cumple con el criterio de homogeneidad de grado uno en la función de costos; y simultáneamente la participación del salario en la renta nacional fuese constante (lo que equivale a CLUs reales estacionarios), el traspaso de largo plazo sería unitario. De no existir relaciones de largo plazo, esta condición puede imponerse restringiendo las ecuaciones de corto plazo al cumplimiento de homogeneidad dinámica. Se deja constancia que ambos tipos de restricciones fueron expresamente evitados dado la naturaleza del estudio.

El segundo ejercicio de simulación permite discutir el rol que juegan las holguras en 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 100pb inferior al vigente en escenario base.

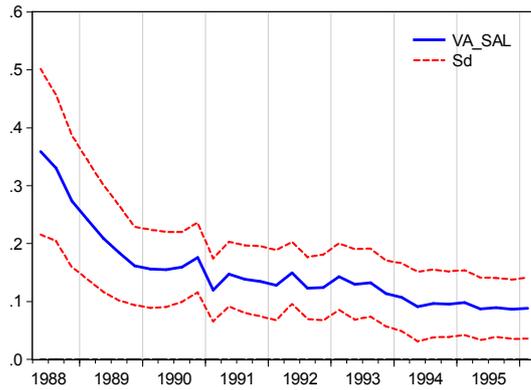


La combinación de una brecha positiva de actividad, conjuntamente con una devaluación nominal, tienen un impacto superior sobre la inflación. La conexión en el modelo a través de la cual el desempleo afecta el traspaso es doble. Por una parte genera presiones en el mercado laboral, lo cual impulsa el salario real al alza; y 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 100pb en el desempleo es de aproximadamente 15pb para la inflación y 25pb para los salarios. Dado que los salarios pueden ser considerados no transables, el cierre en las holguras genera una apreciación real creciente. Esto último permite diferenciar los efectos nominales y reales de los shocks.

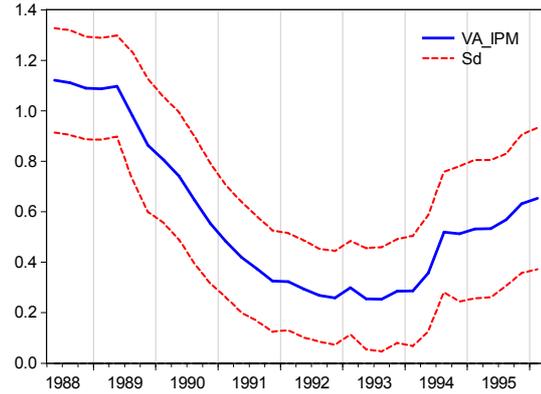
A continuación se presentan los resultados de ejercicios de muestras móviles (con una longitud de 15 años) para determinar la estabilidad en las relaciones estructurales y en la velocidad de ajuste de los modelos<sup>9</sup>. El hecho de que los coeficientes de corrección de errores sean significativos para todas las ecuaciones en las distintas submuestras valida la hipótesis de cointegración. Así mismo, la estabilidad de los componentes en la ecuación de costos sería consistente con la hipótesis de homogeneidad de grado uno para dicha ecuación.

<sup>9</sup> Dado el método de estimación y la especificación empleada, trabajar con ventanas más pequeñas genera resultados poco robustos. El programa empleado para este ejercicio se presenta en el Anexo II.B.

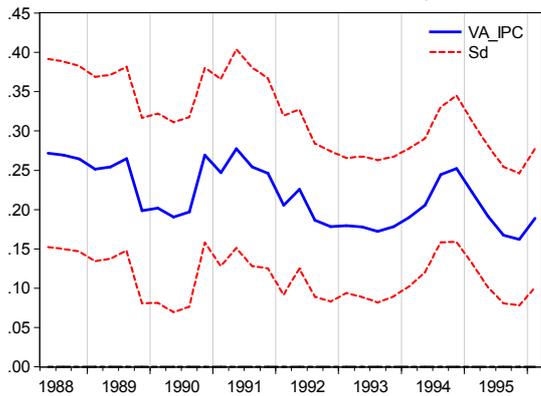
**GRÁFICO 3. VELOCIDAD DE AJUSTE EQ. SAL**



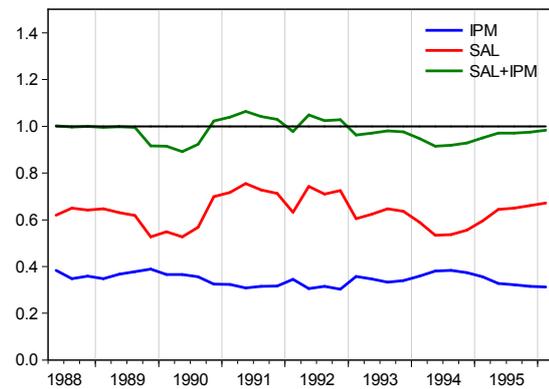
**GRÁFICO 4. VELOCIDAD DE AJUSTE EQ. PIMP**



**GRÁFICO 5. VELOCIDAD DE AJUSTE EQ. DE COSTOS**



**GRÁFICO 6. ESTABILIDAD DE COEFICIENTES**



Los resultados de este ejercicio indicarían que ha existido una caída en la velocidad de traspaso de tipo de cambio a precios importados (graf. 4), lo cual podría haber repercutido en la dinámica del traspaso hacia precios al consumo. No obstante, tanto la participación de los precios importados en la ecuación de costos (línea azul del graf. 6), como la velocidad a la que esta ecuación converge a su estado estacionario (graf. 5) se han mostrado estables. De lo anterior se desprende que mientras la ecuación condicional de costos tendría una velocidad de ajuste relativamente estable, las ecuaciones marginales habrían experimentado una caída significativa en el ritmo al cual convergen a sus respectivas relaciones de largo plazo.

Dado el tamaño de las ventanas considerado para este ejercicio, las estimaciones más recientes comienzan a mediados de los 90, lo cual dificulta el análisis de los cambios procesados a partir de dicha fecha. Para realizar un zoom sobre la dinámica del proceso, a continuación se analizará el traspaso a partir de muestras móviles para modelos no estructurales. Dichos procedimientos, no obstante, son menos apropiados para inferir las relaciones de largo plazo entre el tipo de cambio y los precios.

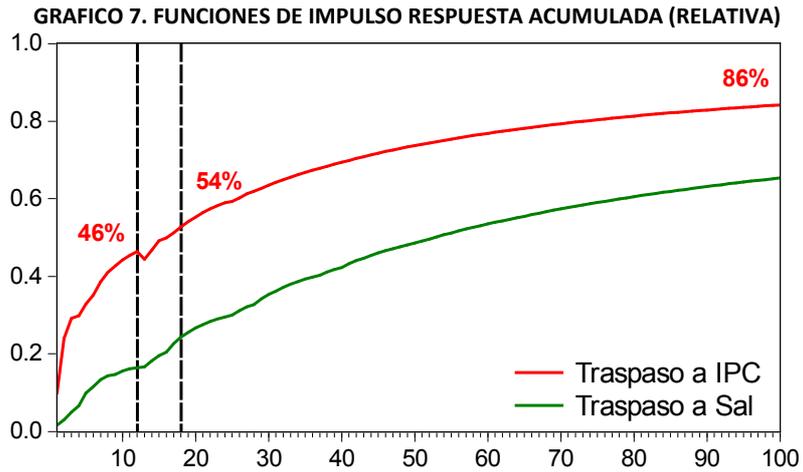
#### 4- LA DINÁMICA DEL TRASPASO A PARTIR DE MODELOS EMPIRICISTAS

El modelo semiestructural propuesto en la sección previa permite contextualizar el origen de la relación de corto y largo plazo entre la inflación y el tipo de cambio; así como, entender el rol que juegan las variables reales sobre ella. No obstante, dicho enfoque asume una dinámica exógena para el tipo de cambio, lo cual representa una limitación. Adicionalmente, la identificación de relaciones de largo plazo implícitas en la dinámica de las ecuaciones previamente estimadas requiere de una muestra relativamente amplia. Esto último, dificulta un análisis riguroso del período reciente. Los siguientes métodos, implementados para datos mensuales, permitirán abordar ambos puntos.

##### 4.1- ANALISIS DEL TRASPASO A PARTIR DE UN MODELO VECTORES AUTORREGRESIVOS (VAR)

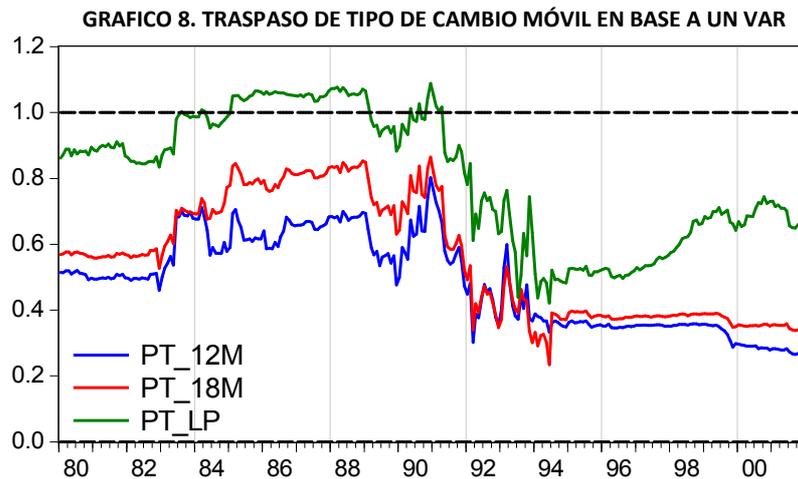
Para levantar el supuesto de depreciación exógena en la relación entre tipo de cambio y precios, a continuación se presentan los resultados de un modelo VAR en diferencias para precios, salarios y tipo de cambio, empleando como variable de control la dinámica en los precios externos. Para este ejercicio, se cambia la frecuencia de las series empleada utilizando datos mensuales. El ordenamiento de las variables endógenas 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. Las conclusiones no se ven mayormente afectadas por los supuestos de identificación.

El procedimiento consiste en identificar el modelo irrestricto que mejor ajuste a los datos, en función de criterios de información. 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, siendo ambas variables endógenas, las FIR habituales no dan una respuesta apropiada. Es por esto que 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 1980m1 y 2010m12.



La estimación para la muestra completa converge a 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. 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 completamente empiricista.

El siguiente gráfico compara el resultado de estimar recursivamente en ventanas móviles de 8 años el VAR y computar el traspaso entre tipo de cambio y precios para tres horizontes: el año; los 18 meses y el largo plazo<sup>10</sup>.



<sup>10</sup> El programa empleado para calcular los traspasos en muestras móviles se encuentran en el Anexo III

La dinámica de las FIR relativas sería consistente con un traspaso de largo plazo unitario hasta comienzos de los la década del noventa. Los resultados sugieren una caída significativa para muestras iniciadas a partir de comienzos de la década del 90, lo cual situaría la caída del traspaso a mediados de dicha década. Los niveles promedio reportados serían coherentes con los observados para el modelo semi estructural.

#### 4.2- ANALISIS 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 variables de estado y un conjunto de ecuaciones de estado para representar su dinámica. Ver Harvey (1989). Sekine (2006) emplea esta técnica para evaluar el traspaso en un conjunto amplio de economías desarrolladas. Sus resultados dan 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 el nivel de la inflación han moderado la magnitud del traspaso<sup>11</sup>.

La especificación propuesta considera como variable de observación la inflación acumulada (en Y), 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. Para la estimación se emplea una media móvil de cuatro años ( $Y=4$ ) para la inflación, devaluación e inflación externa.

$$d(IPC_t, 0, 12Y) / Y = 0.06 + CT_t \cdot d(TC_t, 0, 12Y) / Y + CT_t \cdot d(P_t^*, 0, 12Y) / Y + V = \exp(-7.4) \quad 5)$$

(162) (-177)

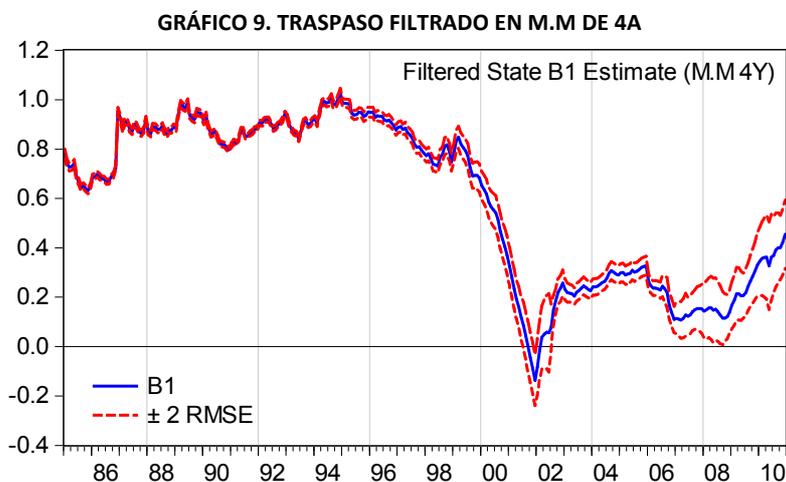
$$CT_t = 0.0 + 0.99 \cdot CT_{t-1} + V = \exp(-11.4)$$

(0.34) (150) (-126.)

El resultado de este ejercicio sugiere una caída a partir de mediados de los noventa en el coeficiente de traspaso asociado a frecuencias medias y bajas (4 años). Este resultado es consistente con lo observado a partir de la dinámica de las FIR recursivas analizadas en el sub-

<sup>11</sup> Sobre este punto se retornará en la siguiente sección, donde se discutirán los fundamentos del traspaso de tipo de cambio a precios.

apartado previo. El hecho de estimar este modelo en promedios móviles podría retrasar información, lo cual sugeriría un resultado aún más coincidente.



Lo discutido en esta sección permite concluir que el nivel de traspaso ha cambiado en el tiempo. El hecho estilizado más robusto corresponde a la caída observada durante la segunda mitad de la década del 90. En el siguiente apartado se analizará de qué depende el traspaso de tipo de cambio a precios y se evaluará la incidencia de múltiples fundamentos para el caso uruguayo.

##### 5- ¿DE QUE DEPENDE EL TRASPASO DE TIPO DE CAMBIO A PRECIOS?

El coeficiente de traspaso puede ser considerado una variable condicional a ciertos factores macro y micro económicos. 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 grado de apertura de la economía, el régimen de política monetaria y factores microeconómicos atribuibles a estrategias de competencia. Las siguientes subsecciones discutirán la relevancia de estos factores, e intentarán cuantificar su incidencia por la vía de modelos asimétricos y un Filtro de Kalman de fundamentos para la ecuación de estado. Dada la disponibilidad de información, en esta sección se trabajará con series de tiempo en frecuencia trimestral.

## 5.1- UN ANALISIS NO LINEAL DEL TRASPASO VINCULADO A FUNDAMENTOS

A continuación se presenta un conjunto de estimaciones que vinculan el traspaso de tipo de cambio a sus fundamentos. Dichas ecuaciones son 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:

$$d(P_t) = \alpha + \beta \cdot d(TC_t \cdot P_t^*) + \delta \cdot d(TC_t \cdot P_t^*) \cdot f(\psi_t) + \varepsilon_t \quad \text{con:} \quad \varepsilon_t \rightarrow N(0, \sigma_\varepsilon)$$

Donde  $f(\psi_t)$  representa una transformación de media cero para los fundamentos  $\psi_t$ . La estimación se realiza por métodos robustos de MCO (por ej. Newey-West) y MC2E para el caso de endogeneidad en los regresores. Si el coeficiente  $\delta$  es significativo  $\psi_t$  incide sobre el nivel de traspaso, cuya forma reducida es:  $\partial(P_t) / \partial(TC_t) = [\beta + \delta \cdot f(\psi_t)]$ . Esta representación implica que el traspaso de tipo de cambio a precios depende del nivel en t de los fundamentos  $\psi$ . Algunos de los resultados encontrados en los siguientes apartados son consistentes con los reportados previamente para Uruguay por Varela y Vera (2003).

### A) EL NIVEL INFLACIONARIO

La relación positiva entre el traspaso y el nivel de inflación ha sido abordada por numerosos autores. Taylor (2000) introduce un modelo para explicar la correlación positiva entre el nivel de traspaso y la persistencia inflacionaria. Para dicho modelo, cuanto mayor sea el coeficiente asociado al término autorregresivo de la ecuación marginal de inflación, mayor será el traspaso en la ecuación condicional de tipo de cambio a precios. Dado que la persistencia se encuentra estrechamente vinculada al nivel de la inflación, por simplicidad, se suelen especificar los modelos no lineales para el traspaso directamente en esta dimensión.

La evidencia en la literatura empírica es sólida. Ca'Zorzi y Hahn (2007) encuentran que la hipótesis respecto al mayor traspaso en economías emergentes está vinculada casi exclusivamente a un mayor nivel inflacionario relativo. Al corregir por este factor, ambos grupos muestran traspasos similares. Sekine (2006) encuentra que para economías desarrolladas la caída en el nivel de traspaso estaría también asociada a un menor nivel de inflación. Para Uruguay la siguiente estimación por MC2E da cuenta de un impacto positivo y significativo de la inflación sobre el coeficiente de traspaso<sup>12</sup>.

<sup>12</sup> Esta ecuación es robusta a la muestra empleada y a la inclusión de variables de control.

$$d(IPC_t) = 0.03 + 0.21 \cdot d(TC_t \cdot P_t^*) + 2.7 \cdot \{d(IPC_t) - \text{mean}_d(IPC_t)\} \cdot d(TC_t \cdot P_t^*) \quad 6)$$

(8.55) (3.64) (5.63)

$$R_C^2 = 0.77 \quad \text{Metotodo : MC2E}$$

Período de estimación : 1990.I - 2010.IV

El canal por el cual el nivel de inflación afecta el traspaso cobra sentido bajo un modelo de fijación de precios donde los agentes realizan los ajustes aperiódicamente cada vez que la presión sobre sus costos supera un cierto umbral. De este modo, si la economía enfrenta un período de inflación alta, los ajustes serán más recurrentes. En este contexto, el traspaso a precios de cualquier shock sobre los componentes de la ecuación de costos se procesará muy rápido. En períodos de inflación baja pueden observarse episodios prolongados para los cuales los márgenes absorben los shocks, a condición de que los mismos sean transitorios.

Si bien la correlación entre ambos procesos es robusta, esta no implica causalidad. Nogueira y León (2008) plantean que la caída en el traspaso observada recientemente podría haber contribuido a una inflación más estable, estableciéndose una relación bidireccional entre inflación y traspaso. Para identificar la relación unidireccional de inflación a traspaso, el modelo se estimó por MC2E, utilizando rezagos de la inflación como instrumentos. Devereux y Yetman (2002), proponen un modelo de precios rígidos y costos de menú a partir del cual los agentes óptimamente trasladan los impulsos de tipo de cambio a precios en base a un modelo no lineal en la inflación. Los autores sugieren que el traspaso se reduce conforme cae la inflación pero a una tasa decreciente. Esta hipótesis no pudo ser validada para Uruguay.

## B) LA BRECHA DE ACTIVIDAD

Las holguras en la actividad económica están correlacionadas inversamente con el nivel de traspaso. Las presiones de demanda que se derivan de una brecha de capacidad (GAP) cerrada con el nivel de actividad por sobre el producto potencial, hace que los shocks de tipo de cambio se trasladen más rápida e intensamente a precios.

Desde un punto de vista macroeconómico, los excesos de demanda, generan una presión sobre el tipo de cambio real a la apreciación; la cual, frente a una depreciación nominal,

estimula un proceso de aceleración inflacionaria que permita cerrar la brecha de TCR. La siguiente ecuación evalúa su incidencia para la economía uruguaya<sup>13</sup>.

$$d(IPC_t) = 0.03 + 0.57 \cdot d(TC_t \cdot P_t^*) + 3.07 \cdot GAP_t \cdot d(TC_t \cdot P_t^*) \quad 7)$$

(5.90) (10) (2.79)

$R_C^2 = 0.61$       *Metotodo: MCO*

Período de estimación : 1990.I - 2010.IV

La representación previa valida el impacto que las presiones de demanda tienen sobre el coeficiente de traspaso. El resultado es cualitativamente similar al observado para el modelo semiestructural, en donde una tasa de desempleo inferior a la NAIRU estimula un mayor traspaso, y al reportado por Varela y Vera (2003).

### C) EL NIVEL DE APERTURA

El nivel de apertura de una economía y el traspaso de tipo de cambio están positivamente correlacionados. A mayor exposición al comercio internacional, mayor será el peso de los bienes importados en la canasta de consumo y en la ecuación de costos de las firmas. A su vez, cuanto menores sean las barreras arancelarias, el porcentaje de bienes no transables en la economía se reduce, estrechando la relación entre los precios domésticos y externos. Taylor y Taylor (2004) vinculan esta hipótesis con la persistencia en los dealineamientos de la PPC.

Dado que el IPC se construye en base a ponderaciones fijas (índice de Laspeyres), el impacto de la apertura sobre el traspaso de tipo de cambio se encontraría subvaluado. Por su parte, el mayor nivel de competencia tiende a reducir el nivel de traspaso, el cual, a su vez, está asociado al nivel de apertura de la economía. Posiblemente por estos factores las estimaciones relativas a la contribución de la apertura en el traspaso para Uruguay no resultan significativas y por ello, no se reportan.

<sup>13</sup> La brecha de capacidad se aproxima por la diferencia logarítmica entre el PBI real desestacionalizado y su filtro de Hodrik-Prescot (1600).

## D) LA BRECHA DE TIPO DE CAMBIO REAL

El modo en el que incide la brecha de tipo de cambio real en el traspaso opera en sí mismo asimétricamente. Cuando la economía experimenta variaciones de tipo de cambio, el traslado a precios de las mismas dependerá del nivel de desequilibrio del TCR y del signo de dichas variaciones<sup>14</sup>. De este modo se pueden establecer cuatro estados:

- a) Aumentos de tipo de cambio con brecha positiva. Como consecuencia aumenta la inflación, estimulando una apreciación real que permite amortiguar el desaliñamiento. 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. Bajo 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 (incluso negativo si existe inercia inflacionaria previa).
- 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 caso de que existan rigideces nominales a la baja, se observará una caída en el traspaso.

$$d(IPC_t) = 0.03 + 0.36 \cdot d(TC_t \cdot P_t^*) + 1.48 \cdot GAP\_TCR_t \cdot d(TC_t \cdot P_t^*) \cdot \{d(TC_t \cdot P_t^*) > 0\} \cdot \{(GAP\_TCR) > 0\} \quad 8)$$

(6.03) (9.58) (3.06)

$R_c^2 = 0.77$     *Metotodo: MCO*

Período de estimación : 1990.I - 2010.IV

De los cuatro regímenes 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). La estimación considerando como variable explicativa la brecha de TCR sin distinguir escenarios también resultó significativa, sugiriendo un aumento en el traspaso. Esto es lógico ya que el número de observaciones de apreciación es relativamente escaso y no han existido casi episodios de deflación para los datos considerados. Por ello, el argumento relevante para generar presiones

<sup>14</sup> La Brecha de TCR se computa a partir de un modelo similar al propuesto por Gianelli y Mednik (2006).

sobre el traspaso en la muestra refiere a episodios de devaluación con brechas positivas de TCR. Los restantes, tendrían un efecto aparentemente neutro.

Taylor y Taylor (2004) sostienen que la no linealidad del traspaso asociada a la brecha de TCR se vería reforzada por las acciones de política monetaria, en la medida en que las intervenciones serían más probables y sobre todo, más efectivas cuanto mayor sea el desalineamiento de TCR respecto a sus fundamentos. Por su parte, las condiciones externas de liquidez tienden a operar en sentido contrario. En contextos de fuertes afluencias de capitales a economías emergentes, o instancias de *flight to quality*, la dinámica del TCR puede desacoplarse transitoriamente de sus fundamentos, sugiriendo una caída transitoria en el traspaso. Por estos motivos, la relación entre desalineamientos de TCR y traspaso puede ser difícil de identificar econométricamente, lo cual no implica que no deba ser considerada un factor importante para dimensionar el traspaso de tipo de cambio a precios.

#### E) EL RÉGIMEN MONETARIO-CAMBIARIO

La relación entre los arreglos institucionales en materia monetaria-cambiaria y el traspaso de tipo de cambio a precios no es evidente. 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 en 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. Si los agentes creen firmemente en el compromiso y consideran que la autoridad monetaria tomará las medidas necesarias para estabilizar dicho shock, los cambios de precios a nivel de firma, alteran los precios relativos y por lo tanto, las cuotas de mercado<sup>15</sup>.

$$d \log(IPC_t) = 0.03 + 0.44 \cdot d(TC_t \cdot P^*_t) \cdot Dum\_F + 0.48 \cdot d(TC_t \cdot P^*_t) \cdot (1 - Dum\_F) \quad 9)$$

(6.25) (9.6) (5.7)

$$R^2_c = 0.56$$

Metotodo: MCO

Período de estimación : 1990.I - 2010.IV

<sup>15</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 el la conducción monetaria es clave para explicar el nivel de traspaso.

El modelo estimado con un quiebre estructural luego del abandono del régimen de bandas de flotación parece indicar que el mismo habría incidido marginalmente en la caída del traspaso. El moderado rol del cambio de régimen en la relación entre precios y tipo de cambio es robusto a una especificación alternativa que considere rezagos de la inflación como variable explicativa. El impacto del cambio de régimen, no obstante, se potencia al controlar por otros factores, dando cuenta, en todo caso, de una contribución de segundo orden.

#### F) EL NIVEL DE DOLARIZACIÓN TRANSACCIONAL EN LA ECONOMÍA

El nivel de dolarización transaccional de la economía aumentaría el coeficiente de traspaso. Si bien con precios flexibles la unidad de cuenta es irrelevante para explicar los precios relativos, las rigideces asociadas a costos de menú en economías dolarizadas podrían acelerar el traspaso de tipo de cambio. La inflación crónica iniciada a mediados de la década del 60 en Uruguay promovió una alta dolarización a nivel transaccional. Si bien esta podría haberse reducido en los últimos años, no existen indicadores apropiados que permitan testear su incidencia en la dinámica del traspaso de tipo de cambio a precios.

#### G) FACTORES MICROECONÓMICOS

Existe un conjunto de factores que inciden en el traspaso de tipo de cambio vinculados a las decisiones óptimas de las firmas en cuanto a sus políticas de fijación de precios. En particular, cuando el poder de mercado disminuye y las empresas enfrentan un contexto de creciente competencia, su poder para trasladar los costos vinculados a aumentos en el precio de sus insumos, sin ver afectada su participación de mercado, disminuye. De este modo, en un contexto de mayor competencia, las firmas absorberán en sus márgenes un mayor porcentaje de los shocks sobre tipo de cambio. Por otra parte, la elasticidad de demanda del mercado objetivo juega un rol en el mismo sentido. Cuanto mayor sea la elasticidad de la demanda menor será la capacidad de las firmas de trasladar a precios los shocks sobre tipo de cambio.

#### H) LA RIGIDEZ DE PRECIOS A LA BAJA

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. La siguiente regresión sugiere una relación asimétrica entre tipo de cambio y precios.

$$d \log(IPC_t) = 0.02 + 0.53 \cdot d \log(TC_t \cdot P_t^*) \cdot \{d(TC_t \cdot P_t^*) > 0\} + 0.04 \cdot d \log(TC_t \cdot P_t^*) \cdot \{d(TC_t \cdot P_t^*) < 0\} \quad 10)$$

(4.41) (11.1) (0.32)

$$R_C^2 = 0.61 \quad \text{Metotodo: MCO} \quad \text{Período de estimación : 1990.I - 2010.IV}$$

Si bien esta regresión no controla por el régimen cambiario, el nivel de inflación y otros factores relevantes, su resultado indicaría que existe una rigidez a la baja importante en los precios. De este modo, en línea con Varela y Vera (2003), las depreciaciones tendrían un mayor impacto sobre el nivel de precios que las apreciaciones. De hecho, las apreciaciones no tendrían mayor impacto en la inflación<sup>16</sup>. Este resultado es relevante en el contexto actual de baja inflación y flotación cambiaria, pudiendo sesgar las comparaciones intertemporales del traspaso. Los gráficos del Anexo I pueden ayudar a contextualizar este punto.

#### I) ANALISIS DE ROBUSTEZ DE LOS RESULTADOS PREVIOS

Para evaluar la solidez de los resultados discutidos se presenta una salida en donde el traspaso se corrige por cuatro factores: (i) la asimetría de signo en la dinámica del tipo de cambio; (ii) el nivel de inflación; (iii) la brecha de producto; y (iv) el régimen monetario.

$$d(IPC_t) = 0.02 + 0.11 \cdot d(TC_t \cdot P_t^*) \cdot \{d(TC_t \cdot P_t^*) < 0\} + 0.31 \cdot d(TC_t \cdot P_t^*) \cdot \{d(TC_t \cdot P_t^*) > 0\} \quad 11)$$

(4.90) (0.96) (2.56)

$$+ 2.9 \cdot d(TC_t \cdot P_t^*) \cdot d(IPC_t) + 2.25 \cdot d(TC_t \cdot P_t^*) \cdot GAP - 0.22 \cdot d(TC_t \cdot P_t^*) \cdot (DUM\_F)$$

(4.24) (1.81) (2.01)

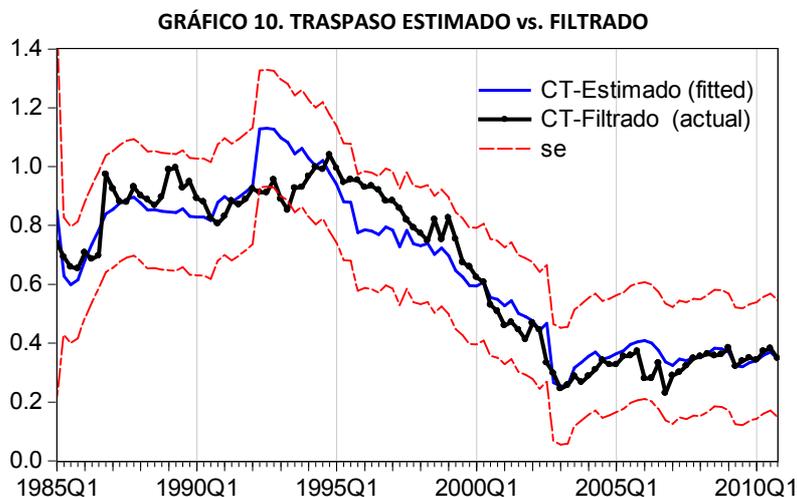
$$R_C^2 = 0.68 \quad \text{Metotodo: MCO} \quad \text{Período de estimación : 1990.I - 2010.IV}$$

Esta especificación es similar a la propuesta por León, et. al. (2001), quienes no consideran los aspectos vinculados a las rigideces nominales, pero incluyen un término asociado al coeficiente de apertura. El resultado permite concluir que la evidencia discutida previamente es robusta al conjunto de variables de control empleadas. En general, el rol individual de cada factor disminuye respecto a las estimaciones previas al ser controlado por los restantes. Esto

<sup>16</sup> De hecho, este resultado es robusto a especificar el modelo con un rezago de la inflación como variable explicativa, para dar cuenta de una posible tendencia en el proceso.



15%, respecto al régimen de bandas cambiarias. El complemento de la caída tendencial del traspaso se debe a la fuerte desaceleración inflacionaria observada en la muestra.

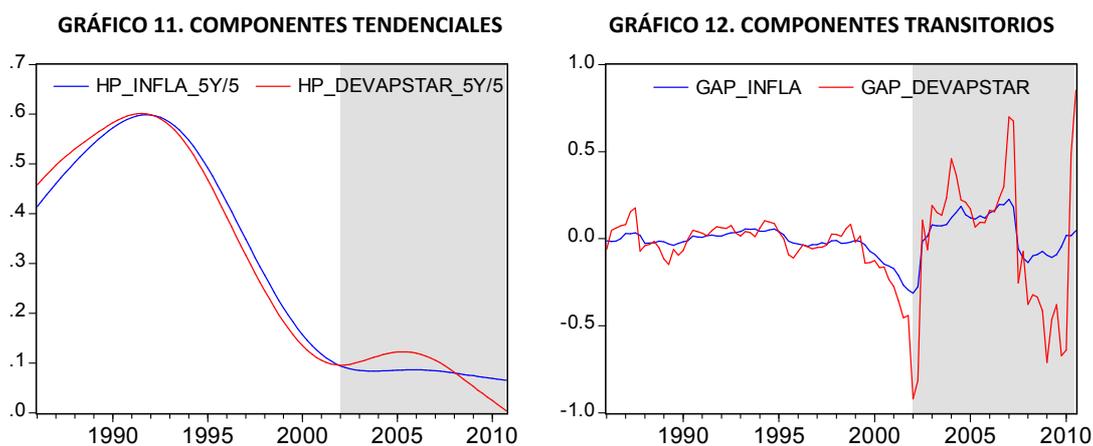


El gráfico 10, permite apreciar como la dinámica de los fundamentos explica los movimientos en el traspaso. Esta especificación sitúa la reducción del traspaso en la segunda mitad de los noventa, asociandola principalmente a la caída en la inflación. Sobre el final de la muestra, la variable de estado (el traspaso) converge a un valor significativo de 0.36.

Si se compara la dinámica de la serie filtrada para la variable de estado con la propia inflación, la correlación entre ambas es cercana a uno, con escasa dispersión. En este sentido, la principal conclusión que deja el análisis del traspaso como variable de estado de un Filtro de Kalman, junto con las regresiones asimétricas discutidas previamente, es que el traspaso se ha reducido especialmente por los factores vinculados a la desaceleración inflacionaria.

## 6- EL TRASPASO EN EL COMPONENTE TRANSITORIO DE INFLACIÓN Y DEVALUACIÓN

En un modelo microfundado con precios rígidos el traspaso depende de cuan permanentes son los shocks de costos. Según Devereux y Yetman (2002) cuanto mayor sea la persistencia en los shocks de costos, mayor será el número de firmas que óptimamente deciden ajustar sus precios. Dada la alta persistencia que muestran los niveles de inflación y devaluación para el período previo a la flotación cambiaria, junto con la caída observada en el traspaso, resulta de interés evaluar si este es un fenómeno asociado exclusivamente al componente permanente de estas variables o si guarda relación también con su componente transitorio.



El gráfico superior izquierdo permite poner en perspectivas los resultados observados. La línea roja es un filtro de HP (1600) sobre la media móvil de 5 años para la inflación y la azul hace lo propio con la devaluación y los precios externos. Resulta evidente el cambio que se procesó en dicha relación a partir del abandono de la banda cambiaria, en donde la inflación siguió un recorrido más estable en tendencia. El gráfico superior derecho aproxima los componentes transitorios como la diferencia entre la media móvil y los valores filtrados. Estas brechas, por construcción, estarían asociadas a una frecuencia baja<sup>19</sup>.

El componente transitorio de ambas series muestra mayor volatilidad a partir del cambio de régimen monetario, lo cual es consistente con la idea de que el régimen cambiario de los 90 imponía una tendencia sobre las variables nominales, la cual explicaba una alta proporción de la varianza de estos procesos. La relación entre volatilidad y régimen cambiario es advertida por Taylor y Taylor (2004), quienes comentan un resultado similar para Argentina.

Para testear si existe traspaso a nivel del componente cíclico de ambos procesos y si el período reciente afecta dicho traspaso, se estimó una ecuación a nivel del componente transitorio permitiendo que el coeficiente de traspaso difiera para ambos períodos<sup>20</sup>.

<sup>19</sup> La metodología para obtener brechas a partir de medias móviles de distinto orden (o filtros de distintas frecuencias) es empleado para el análisis técnico en finanzas. Un ejemplo de ello son los indicadores Media Móvil Convergencia Divergencia (MACD).

<sup>20</sup> Se excluyeron en la especificación la brecha de actividad y de TCR ya que los desaliñamientos en la inflación y los precios externos considerados refieren a una frecuencia consistente con la economía en su nivel tendencial y con un TCR en equilibrio.



Una vez que la recuperación económica tomó impulso, el tipo de cambio comenzó una tendencia declinante, la cual no fue trasladada a precios, en parte, porque los precios en dólares habían quedado bajos. En este sentido, el *overshooting* de 2003-2004 generó una brecha positiva de TCR que le ponía un piso a los ajustes deflacionarios de precios. Por otra parte, a partir de 2006 el apuntalamiento de la demanda agregada, fruto del crecimiento económico, el sostenido estímulo fiscal, la caída en las tasas de interés y el repunte del crédito, operaron como incentivos para recomponer los márgenes perdidos durante la recesión. Estos factores pusieron un techo al traslado de la apreciación cambiaria a precios. A su vez, es razonable pensar que a partir de 2007 las firmas emplearan los márgenes que la caída en el tipo de cambio generaba en el costo de sus insumos importados para contener el aumento de precios que se imponía por el crecimiento en el costo de la mano de obra<sup>22</sup>.

Por otra parte, si se evalúa el traspaso para el período comprendido a partir del abandono del régimen cambiario de bandas de flotación se observa un efecto asimétrico. Las depreciaciones fueron acompañadas de un traspaso a precios significativo, mientras que las apreciaciones no se trasladaron en absoluto. Este resultado es incluso robusto al controlar por el nivel de desalineamiento en el tipo de cambio real y en el nivel de actividad.

$$d \log(IPC_t) = 0.01 + 0.24 \cdot d \log(TC_t \cdot P^*_t) \cdot \{d(TC \cdot P^*_t > 0)\} - 0.1 \cdot d \log(TC_t \cdot P^*_t) \cdot \{d(TC \cdot P^*_t < 0)\} \quad 14)$$

(4.48) (10.3) (-1.01)

$R^2_C = 0.76$       *Metotodo* : MCO      Período de estimación : 2002.III - 2010.IV

Esta asimetría, discutida en secciones previas, cobra relevancia por cuanto en promedio la depreciación nominal fue negativa para el período reciente, siendo esto un resultado atípico en la muestra ampliada. La incidencia de estas observaciones afecta los resultados estadísticos, determinando un coeficiente de traspaso menor, lo cual limita su comparación intertemporal. Vale la pena en este punto comparar la ec. 14 con la ec. 10 de la sección 5.1.

Estos antecedentes dan cierta perspectiva a la reducción del traspaso de tipo de cambio a precios para el período reciente. Es claro que el nuevo escenario de inflación relativamente baja y estable y de flotación cambiaria ha contribuido a disminuir la velocidad del traspaso de tipo de cambio a precios. No obstante, una depreciación en un contexto de aumentos pre

<sup>22</sup> El manejo estratégico de tarifas y precios administrados para contener presiones inflacionarias podría haber distorsionado también la relación de tipo de cambio y precios durante los últimos años.

acordados de salario real, en una fase de expansión económica y una tendencia global a la depreciación del dólar, potencialmente generaría un traspaso mayor al observado para el reciente período muestral.

## 8- CONCLUSIONES

El presente estudio discute la magnitud y velocidad del traspaso de tipo de cambio a precios empleando diversas metodologías, evalúa el rol de sus fundamentos y explica su dinámica. Las principales conclusiones no permiten descartar un traspaso unitario de muy largo plazo al trabajar con muestras amplias; dan cuenta de una caída en el traspaso a partir de mediados de la década del 90; revelan un traspaso a nivel de los componentes transitorios y permanentes; y permiten identificar un conjunto de factores macroeconómicos que inciden en su nivel.

- i) Para la muestra completa, las metodologías empleadas son concluyentes respecto a un traspaso unitario de largo plazo. La velocidad a la que se procesa dicho traspaso, no obstante, habría cambiado.
- ii) La caída en el traspaso (a distintos horizontes) a partir de mediados de la década del 90 es un hecho estilizado robusto. Dicho resultado es 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 de las estimaciones no lineales vinculadas a fundamentos. Los ejercicios realizados permitirían concluir que la caída en el traspaso se explicaría mayormente por la desaceleración inflacionaria y en menor medida por el cambio de régimen monetario.
- iii) Los fundamentos identificados en modelos no lineales y el Filtro de Kalman, sugieren:
  - (a) Una relación positiva entre la inflación y el traspaso; la cual sería consistente con los ajustes de precios aperiódicos en función del tamaño acumulado de los desalineamientos en la función de costos. Si la economía enfrenta un período de inflación alta, los ajustes serán más recurrentes y el traspaso mayor.
  - (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, potenciando el traspaso
  - (c) Una relación positiva entre el traspaso y la brecha de TCR para niveles de sobrevaluación cambiaria en episodios de depreciación.
  - (d) Un traspaso menor en episodios de apreciación, lo cual estaría vinculado a la rigidez nominales de precios y salarios a la baja.

(e) Un traspaso menor para el régimen de flotación cambiaría respecto al de bandas de flotación. Su impacto relativo sobre el traspaso sería menor al atribuible a la persistencia inflacionaria.

- iv) La identificación de una relación positiva entre el componente transitorio de inflación y devaluación permitiría descartar que el traspaso obedezca exclusivamente a un fenómeno asociado a los niveles tendenciales de dichas variables.

Tanto la evidencia empírica para Uruguay como la discutida en la literatura indicarían una caída significativa en el traspaso de tipo de cambio a precios en las últimas décadas. Esta caída habría sido coincidente con la desaceleración inflacionaria tanto en las economías desarrolladas como en los emergentes. Al respecto, debe señalarse que para muestras cortas (y bajo episodios de mucho ruido) controlar eficientemente a los efectos de inferir insesgadamente el nivel de traspaso es una tarea improbable difícil. Por ello, si bien la caída en la relación entre tipo de cambio y precios es robusta, existe cierta dificultad para asignársela al nivel de traspaso en sí o a la velocidad a la que se da el ajuste. Estadísticamente dicha distinción es difícilmente observable.

Las consideraciones de política monetaria que se desprenden de este estudio sugieren que la exposición actual de la inflación a los shocks de tipo de cambio es más débil que a comienzos de la década del 90 en Uruguay. Esto genera grados de libertad en horizontes cortos para la política monetaria en relación al período de inflación crónica. No obstante, la capacidad de incidir sostenidamente sobre el TCR mediante la defensa de umbrales de tipo de cambio nominal es 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). Asimismo, los fundamentos (especialmente la brecha de TCR y de actividad) no son completamente ajenos a la política monetaria de corto plazo; por lo cual, ésta deberá siempre considerar los efectos de primera y segunda vuelta de sus acciones, y tener presente que en el largo plazo los precios relativos dependen exclusivamente de factores reales.

## BIBLIOGRAFÍA

- Bandt. O, Banerjee. A, Kozluk. T (2008) "Measuring long run exchange rate pass through" OECD
- Barhoumi. K (2006) "Exchange rate pass through and structural macroeconomic shocks in developing countries: an empirical investigation" Munchi Personal PePEc Archive Nº6573
- Basal. J, Gianelli. D, Mourelle. J, Vicente. L (2010) "Un modelo macroeconómico de estimación trimestral para la economía uruguaya" Jornadas Anuales de Economía BCU 2010
- Bouakez. H, Rebei, N (2005) "Has exchange rate pass through really declined in Canada?" Bank of Canada – Working Paper 2005-09
- Cancelo. J, Fernandez. A, Goyeneche. J, Rodriguez. S, 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, Sánchez. M (2007) "Exchange rate pass through in emerging markets" European Central Bank – Working Paper Nº 739
- Devereux. M, Yetman, J (2002) "Price setting and exchange rate pass-through: theory and evidence" [http://www.bankofcanada.ca/en/conference/2002/Devereux\\_Yetman-v3.pdf](http://www.bankofcanada.ca/en/conference/2002/Devereux_Yetman-v3.pdf)
- Donrnbusch. R, krugman. P (1976) "Flexible exchange rates in the short run" Brookings papers on Economic Activitiy 1:3
- Fernández, R. (2002). Dos Modelizaciones de la Formación de Precios en Uruguay. Revista de Economía del BCU: Vol. 9, Nº 1
- García. C, Restrepo. J (2001) "Price inflation and exchange rate pass through in Chile" Banco Central de Chile – Documento de Trabajo Nº128
- Gaulier. G, Lahreche-Revil. A, Mejan. I (2006) " Exchange rate pass through at the product level" CEPPII - Working Paper Nº 02
- Gianelli. D, Mednik, M (2006) "Un Modelo de Corrección de Errores para el Tipo de Cambio Real en Uruguay" Revista de Economía del BCU: Vol. 13, Nº2
- Harvey. A (1989) "Forecasting, structural time series models and the kaman filter" Cambridge University Press
- León. J, Morera. A, Ramos. W (2001) " El pass through del tipo de cambio: un análisis para la economía costarricense de 1991 a 2001" Banco Central de Costa Rica – Documento de Trabajo
- Martins de Souza. R, Pires. L, Heringer. A (2010) "On the exchange rate pass-through determinants: a state space approach for Brasil"
- Mishkin. F (2008) " Exchange rate pass through and monetary policy" NBER – Working Paper 13889

Nogueira. R, León-Ledesma. M (2008) "Is low inflation really causing the decline in exchange rate pass through?"

Sekine. T (2006) " Time varying exchange rate pass through: experiences of some industrial countries" BIS – Working Paper N°202

Taylor. J (2000) "Low inflation, pass through, and pricing power of firms" European Economic Review N°44

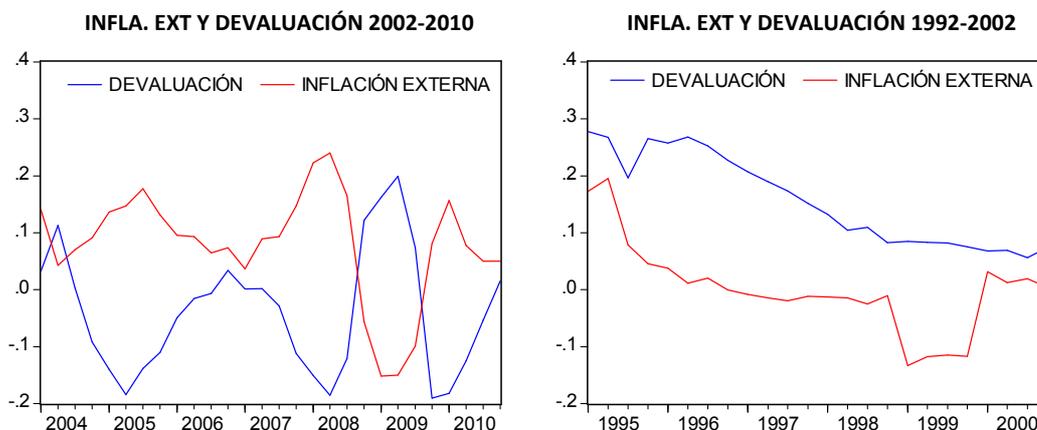
Taylor y Taylor (2004) "The purchasing power parity debate." Journal of Economic Perspectives.

Varela. G, Vera. C (2003) "Mecanismos de transmisión de la política monetario-cambiaria a precios" Revista de Economía del BCU: Vol. 10, N°1

## ANEXO I. LA RELACIÓN ENTRE PRECIOS EXTERNOS, TIPO DE CAMBIO Y TRASPASO

En un contexto de flotación cambiaria, suponiendo que la economía enfrenta shocks de precios externos y administra la política monetaria de modo de estabilizar la inflación doméstica (permitiendo que el tipo de cambio se mueva en sentido inverso al shock de precios externo), la medición del coeficiente de traspaso depende de la especificación que se emplee. Si se mide corriendo regresiones entre la inflación y la devaluación, o el nivel de precios y el tipo de cambio, el resultado será un traspaso aparentemente nulo; no obstante, si se controla por la inflación externa en dólares se observará un traspaso unitario. Lo anterior ilustra un caso habitual de sesgo por variables omitidas, el cual se manifiesta cuando se excluye de la ecuación una variable relevante, correlacionada con otras variables explicativas del modelo.

La necesidad, especialmente bajo un régimen de flotación de considerar conjuntamente las variaciones de precios externos y tipo de cambio para medir el traspaso se hace evidente al observar la capacidad que tiene el tipo de cambio de absorber parcial o completamente los shocks inflacionarios provenientes del exterior. Los siguientes gráficos para la inflación externa y devaluación interanual son ilustrativos al respecto



El resultado previo, o bien indica que el tipo de cambio actúa para amortiguar los shocks externos de precios bajo flotación, o bien, que nuestros socios comerciales sufren el mismo tipo de shocks cambiarios que nuestra economía. En ambos casos, para medir correctamente el traspaso, debe controlarse adecuadamente por la variación de precios externos.

## ANEXO II.A. ESTIMACIÓN DEL MODELO SEMIESTRUCTURAL

$$\text{Equation: DLOG(DEFIMPORTA)} = C(1) + C(2)*\text{LOG(DEFIMPORTA(-1))} + C(3) \\ * \text{LOG(PSTAR(-1))} + C(4)*\text{LOG(DOL(-1))} + C(5)*\text{DLOG(PSTAR)} + C(6) \\ * \text{DLOG(DOL)}$$

Observations: 86

R-squared	0.627146	Mean dependent var	0.048294
Adjusted R-squared	0.603843	S.D. dependent var	0.093542
S.E. of regression	0.058876	Sum squared resid	0.277311
Durbin-Watson stat	2.192716		

$$\text{Equation: DLOG(IPC)} = C(11) + C(12)*\text{LOG(IPC(-1))} + C(13) \\ * \text{LOG(DEFIMPORTA(-1))} + C(14)*\text{LOG((SALPRIV(-1))/PRMEURU\_SA(} \\ -1)) + C(16)*\text{DLOG(IPC(-1))} + C(17)*\text{DLOG(SALPRIV)} + C(18) \\ * \text{DLOG(DEFIMPORTA)} + C(19)*\text{D(MARG(-1))} + C(20)*\text{DUM02}$$

Observations: 86

R-squared	0.947457	Mean dependent var	0.055924
Adjusted R-squared	0.941999	S.D. dependent var	0.057819
S.E. of regression	0.013925	Sum squared resid	0.014930
Durbin-Watson stat	2.090569		

$$\text{Equation: DLOG(SALPRIV)} = C(21) + C(22)*\text{LOG(SALPRIV(-1))} + C(23) \\ * \text{LOG(IPC(-1))} + C(24)*\text{LOG(PRMEURU\_SA(-1))} + C(25) \\ * \text{TASADESEMPLEO/100} + C(26)*\text{DLOG(SALPRIV(-4))} + C(27) \\ * \text{DLOG(IPC)}$$

Observations: 86

R-squared	0.882900	Mean dependent var	0.057146
Adjusted R-squared	0.874006	S.D. dependent var	0.061793
S.E. of regression	0.021934	Sum squared resid	0.038007
Durbin-Watson stat	2.408525		

$$\text{Equation: DLOG(PSTAR)} = C(31) + C(32)*\text{DLOG(PSTAR(-1))}$$

$$\text{Equation: D(MARG)} = C(41) + C(42)*\text{TASADESEMPLEO/100} + C(43) \\ * \text{D(TASADESEMPLEO/100)} + C(44)*\text{DLOG(PRMEURU\_SA)}$$

Observations: 86

R-squared	0.194055	Mean dependent var	0.001332
Adjusted R-squared	0.164569	S.D. dependent var	0.041882
S.E. of regression	0.038281	Sum squared resid	0.120167
Durbin-Watson stat	2.118970		

Instruments: LOG(DEFIMPORTA(-1)) LOG(PSTAR(-1)) LOG(DOL(-1)) C  
 DLOG(DEFIMPORTA(-4)) DLOG(PSTAR) DLOG(DOL(-1)) DLOG(DOL(-2))  
 DLOG(DOL(-4)) @SEAS(2) LOG(IPC(-1)) LOG((SALPRIV(-1)/PRMEURU\_SA(-1)))  
 DLOG(IPC(-1)) DLOG(SALPRIV(-1)) DLOG(SALPRIV(-2)) DLOG(SALPRIV(-4))  
 DLOG(DEFIMPORTA(-1)) DLOG(DEFIMPORTA(-2)) LOG(SALPRIV(-1)) DLOG(IPC(-2))  
 DLOG(IPC(-4)) DLOG(PSTAR(-1)) TASADESEMPLEO/100 D(TASADESEMPLEO/100)  
 D(TASADESEMPLEO(-1)/100) D(MARG(-1)) D(MARG) MARG D(GAP) DLOG(IPM(-4))

System: SYS\_MODELO  
 Estimation Method: Three-Stage Least Squares  
 Sample: 1989Q2 2010Q3  
 Included observations: 86  
 Total system (balanced) observations 430  
 Linear estimation after one-step weighting matrix

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-1.750622	0.441294	-3.967018	0.0001
C(2)	-0.236818	0.057010	-4.153986	0.0000
C(3)	0.179786	0.053385	3.367739	0.0008
C(4)	0.243625	0.057587	4.230559	0.0000
C(5)	0.763895	0.114137	6.692794	0.0000
C(6)	0.914081	0.134788	6.781622	0.0000
C(11)	1.580335	0.314733	5.021197	0.0000
C(12)	-0.227011	0.049059	-4.627306	0.0000
C(13)	0.077826	0.017168	4.533329	0.0000
C(14)	0.145681	0.037141	3.922356	0.0001
C(16)	0.247315	0.091042	2.716496	0.0069
C(17)	0.184989	0.071902	2.572786	0.0104
C(18)	0.104759	0.025956	4.036113	0.0001
C(19)	0.076328	0.043439	1.757102	0.0797
C(20)	0.080711	0.019114	4.222621	0.0000
C(21)	-0.792222	0.360730	-2.196164	0.0287
C(22)	-0.162212	0.028637	-5.664432	0.0000
C(23)	0.145864	0.026105	5.587495	0.0000
C(24)	0.209251	0.079795	2.622352	0.0091
C(25)	-0.197880	0.098869	-2.001441	0.0460
C(26)	0.350919	0.062034	5.656860	0.0000
C(27)	0.588973	0.121334	4.854152	0.0000
C(31)	0.008026	0.006205	1.293519	0.1966
C(32)	0.252485	0.098719	2.557621	0.0109
C(41)	0.036229	0.016083	2.252673	0.0248
C(42)	-0.309715	0.130881	-2.366390	0.0184
C(43)	-1.525402	0.457567	-3.333723	0.0009
C(44)	0.318906	0.219340	1.453937	0.1467
Determinant residual covariance		7.46E-16		

## ANEXO II.B. PROGRAMA PARA LAS VELOCIDADES "ROLLING" DE AJUSTE DE LARGO PLAZO

```

smp1 1989q1 2010q4
%N="59"
!w="{%N}"
%j="32"
!k="{%j}"
matrix (!k,4) VC_1
matrix (!k,3) VC_2
matrix (!k,4) VC_3
matrix (!k,4) VC_4
!j=0
for !i=1 to !k
smp1 1988q1+!i 1988q1+!i+!w
system SYS
sys.append DLOG(DEFIMPORTA) =c(1)+ C(2)*LOG(DEFIMPORTA(-1)) + C(3)*LOG(PSTAR(-1)) +
C(4)*LOG(DOL(-1)) + C(5)*DLOG(PSTAR) + C(6)*DLOG(DOL) @ LOG(DEFIMPORTA(-1)) LOG(PSTAR(-
1)) LOG(DOL(-1)) C DLOG(DEFIMPORTA(-4)) DLOG(PSTAR) DLOG(DOL(-1)) DLOG(DOL(-2))
DLOG(DOL(-4)) @SEAS(2) LOG(IPC(-1)) LOG(DEFIMPORTA(-1)) LOG((SALPRIV(-1)/PRMEURU_SA(-
1))) DLOG(IPC(-1)) DLOG(SALPRIV(-1)) DLOG(SALPRIV(-2)) DLOG(SALPRIV(-4))
DLOG(DEFIMPORTA(-1)) DLOG(DEFIMPORTA(-2)) DLOG(DEFIMPORTA(-4)) LOG(SALPRIV(-1))
LOG(IPC(-1)) LOG(PRMEURU_SA(-1)) DLOG(SALPRIV(-4)) DLOG(IPC(-1)) DLOG(IPC(-2))
DLOG(IPC(-4)) DLOG(PSTAR(-1)) tasadesempleo/100 d(tasadesempleo/100) d(tasadesempleo(-1)/100)
d(marg(-1)) d(marg) marg d(gap) dlog(ipm(-1)) dlog(ipm(-4)) log(ipm(-1))
sys.append DLOG(IPC) = C(7) + C(8)*LOG(IPC(-1)) + C(9)*LOG(DEFIMPORTA(-1)) +
C(10)*LOG((SALPRIV(-1)/PRMEURU_SA(-1)))+C(11)*DLOG(IPC(-1)) + C(12)*DLOG(SALPRIV) +
C(13)*DLOG(DEFIMPORTA)+c(14)*d(marg(-1))+c(15)*dum02 @ LOG(DEFIMPORTA(-1)) LOG(PSTAR(-
1)) LOG(DOL(-1)) C DLOG(DEFIMPORTA(-4)) DLOG(PSTAR) DLOG(DOL(-1)) DLOG(DOL(-2))
DLOG(DOL(-4)) @SEAS(2) LOG(IPC(-1)) LOG(DEFIMPORTA(-1)) LOG((SALPRIV(-1)/PRMEURU_SA(-
1))) DLOG(IPC(-1)) DLOG(SALPRIV(-1)) DLOG(SALPRIV(-2)) DLOG(SALPRIV(-4))
DLOG(DEFIMPORTA(-1)) DLOG(DEFIMPORTA(-2)) DLOG(DEFIMPORTA(-4)) LOG(SALPRIV(-1))
LOG(IPC(-1)) LOG(PRMEURU_SA(-1)) DLOG(SALPRIV(-4)) DLOG(IPC(-1)) DLOG(IPC(-2))
DLOG(IPC(-4)) DLOG(PSTAR(-1)) tasadesempleo/100 d(tasadesempleo/100) d(tasadesempleo(-1)/100)
d(marg(-1)) d(marg) marg d(gap) dlog(ipm(-1)) dlog(ipm(-4)) log(ipm(-1))
sys.append DLOG(SALPRIV) = C(16) + C(17)*LOG(SALPRIV(-1)) + C(18)*LOG(IPC(-1)) +
C(19)*LOG(PRMEURU_SA(-1)) + C(20)*tasadesempleo/100+ C(21)*DLOG(SALPRIV(-4)) +
C(22)*DLOG(IPC) @ LOG(DEFIMPORTA(-1)) LOG(PSTAR(-1)) LOG(DOL(-1)) C DLOG(DEFIMPORTA(-
4)) DLOG(PSTAR) DLOG(DOL(-1)) DLOG(DOL(-2)) DLOG(DOL(-4)) @SEAS(2) LOG(IPC(-1))
LOG(DEFIMPORTA(-1)) LOG((SALPRIV(-1)/PRMEURU_SA(-1))) DLOG(IPC(-1)) DLOG(SALPRIV(-1))
DLOG(SALPRIV(-2)) DLOG(SALPRIV(-4)) DLOG(DEFIMPORTA(-1)) DLOG(DEFIMPORTA(-2))
DLOG(DEFIMPORTA(-4)) LOG(SALPRIV(-1)) LOG(IPC(-1)) LOG(PRMEURU_SA(-1)) DLOG(SALPRIV(-
4)) DLOG(IPC(-1)) DLOG(IPC(-2)) DLOG(IPC(-4)) DLOG(PSTAR(-1)) tasadesempleo/100
d(tasadesempleo/100) d(tasadesempleo(-1)/100) d(marg(-1)) d(marg) marg d(gap) dlog(ipm(-1))
dlog(ipm(-4)) log(ipm(-1))
sys.append DLOG(PSTAR) = C(23) + C(24)*DLOG(PSTAR(-1)) @ LOG(DEFIMPORTA(-1))
LOG(PSTAR(-1)) LOG(DOL(-1)) C DLOG(DEFIMPORTA(-4)) DLOG(PSTAR) DLOG(DOL(-1))
DLOG(DOL(-2)) DLOG(DOL(-4)) @SEAS(2) LOG(IPC(-1)) LOG(DEFIMPORTA(-1)) LOG((SALPRIV(-
1)/PRMEURU_SA(-1))) DLOG(IPC(-1)) DLOG(SALPRIV(-1)) DLOG(SALPRIV(-2)) DLOG(SALPRIV(-4))
DLOG(DEFIMPORTA(-1)) DLOG(DEFIMPORTA(-2)) DLOG(DEFIMPORTA(-4)) LOG(SALPRIV(-1))
LOG(IPC(-1)) LOG(PRMEURU_SA(-1)) DLOG(SALPRIV(-4)) DLOG(IPC(-1)) DLOG(IPC(-2))
DLOG(IPC(-4)) DLOG(PSTAR(-1)) tasadesempleo/100 d(tasadesempleo/100) d(tasadesempleo(-1)/100)
d(marg(-1)) d(marg) marg d(gap) dlog(ipm(-1)) dlog(ipm(-4)) log(ipm(-1))
sys.append D(MARG) = C(25) + C(26)*TASADESEMPLERO/100 +
C(27)*D(TASADESEMPLERO/100)+c(44)*dlog(prmeuru_sa) @ LOG(DEFIMPORTA(-1)) LOG(PSTAR(-1))
LOG(DOL(-1)) C DLOG(DEFIMPORTA(-4)) DLOG(PSTAR) DLOG(DOL(-1)) DLOG(DOL(-2))
DLOG(DOL(-4)) @SEAS(2) LOG(IPC(-1)) LOG(DEFIMPORTA(-1)) LOG((SALPRIV(-1)/PRMEURU_SA(-
1))) DLOG(IPC(-1)) DLOG(SALPRIV(-1)) DLOG(SALPRIV(-2)) DLOG(SALPRIV(-4))
DLOG(DEFIMPORTA(-1)) DLOG(DEFIMPORTA(-2)) DLOG(DEFIMPORTA(-4)) LOG(SALPRIV(-1))
LOG(IPC(-1)) LOG(PRMEURU_SA(-1)) DLOG(SALPRIV(-4)) DLOG(IPC(-1)) DLOG(IPC(-2))
DLOG(IPC(-4)) DLOG(PSTAR(-1)) tasadesempleo/100 d(tasadesempleo/100) d(tasadesempleo(-1)/100)
d(marg(-1)) d(marg) marg d(gap) dlog(ipm(-1)) dlog(ipm(-4)) log(ipm(-1))
sys.3sls
!j=!j+1

```

```
VC_1(!j,1)=-sys.@coef(8)
VC_1(!j,2)=-sys.@coef(8)+1.96*sys.@stderrs(8)
VC_1(!j,3)=-sys.@coef(8)-1.96*sys.@stderrs(8)
VC_1(!j,4)=0
VC_2(!j,1)=sys.@coef(9)/-sys.@coef(8)
VC_2(!j,2)=sys.@coef(10)/-sys.@coef(8)
VC_2(!j,3)=sys.@coef(9)/-sys.@coef(8)+sys.@coef(10)/-sys.@coef(8)
VC_3(!j,1)=-sys.@coef(2)
VC_3(!j,2)=-sys.@coef(2)+1.96*sys.@stderrs(2)
VC_3(!j,3)=-sys.@coef(2)-1.96*sys.@stderrs(2)
VC_3(!j,4)=0
VC_4(!j,1)=-sys.@coef(17)
VC_4(!j,2)=-sys.@coef(17)+1.96*sys.@stderrs(17)
VC_4(!j,3)=-sys.@coef(17) -1.96*sys.@stderrs(17)
VC_4(!j,4)=0
next
show sys.results
vc_1.line
vc_2.line
vc_3.line
vc_4.line
```

## ANEXO III. 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(sal) @ 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
delete anio
delete politica
delete LP
show var1
delete PT_1980
delete PT_1985
delete PT_1990
delete PT_1995
delete PT_2000
m2.line

```

ANEXO IV. RESULTADOS DEL MODELO DE ESTADO ESPACIO

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

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

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

