

Documentos de Trabajo

**La transmisión de la política monetaria en Uruguay:
un análisis a partir de un modelo S-VEC**

DT. 04/2010

Guillermo Carlomagno
cinve

Bibiana Lanzilotta
cinve

Gonzalo Zunino
cinve

Agosto 2010

§ Centro de Investigaciones Económicas – CINVE: Avenida Uruguay 1242, CP 11100, Tels. (598 2) 9003051 - 9081533, Montevideo, Uruguay. Direcciones de Correo: gcarlomagno@cinve.org.uy bibiana@cinve.org.uy gzunino@cinve.org.uy

Resumen

La literatura empírica de análisis y evaluación de la política monetaria, si bien amplia a nivel internacional, es considerablemente escasa en Uruguay. Esta investigación tiene como propósito aportar nueva evidencia sobre los efectos macroeconómicos de los shocks monetarios para la economía la uruguaya en el período 1999 a 2009.

Para ello se estima un modelo S-VEC siguiendo la metodología propuesta por Juselius (2006). Esta metodología permite identificar las relaciones macroeconómicas de equilibrio, al tiempo que posibilita simular shocks permanentes y transitorios sobre las variables de interés. Estos resultados se comparan con los extraídos a partir un modelo S-VAR, como los usualmente utilizados en los análisis de política monetaria.

Los resultados obtenidos en las simulaciones de impulso-respuesta permiten concluir que efectivamente existe margen para que la política monetaria en Uruguay actúe sobre sus dos variables objetivo: inflación y actividad.

1. Introducción

A pesar de los considerables avances teóricos y empíricos que han tenido lugar en el análisis y evaluación de la política monetaria, el tema ha sido poco abordado a nivel local. Incluso algunas preguntas básicas escasamente tratadas en las discusiones académicas, permanecen aún sin respuestas: ¿Es efectiva la política monetaria para afectar las variables objetivo en Uruguay? ¿Cuáles son las variables bajo control del Banco Central de Uruguay en el corto plazo? ¿Cuáles son los mecanismos por los cuales la política monetaria afecta a las variables macroeconómicas en Uruguay? ¿Cómo debería reaccionar el Banco Central ante un shock transitorio que afecte a cualquiera de sus variables objetivo?

A fin de contribuir con algunos elementos nuevos en esta materia, en este trabajo se propone un modelo de Vectores Cointegrados Estructurales (*S-VEC*) como los propuestos por Juselius (2006). Los resultados obtenidos a partir de este modelo son comparados con los hallados a través de los modelos estructurales de vectores autorregresivos (*S-VAR*), metodología usualmente aplicada para analizar los canales de transmisión de la política monetaria en otras economías.

Al igual que en la gran mayoría de los estudios empíricos sobre mecanismos de transmisión, nuestro principal objetivo es medir los efectos macroeconómicos de los impulsos de la política monetaria, con especial interés en las variables objetivo de política monetaria (inflación y tasa de crecimiento del PIB). Ello supone, medir los efectos de corto plazo y mediano plazo, así como el momento y la forma que adoptan a lo largo del tiempo.

Los mecanismos de transmisión de la política monetaria, su relación con las fallas de mercado, los desajustes en la forma en que operan los distintos canales de transmisión, los efectos reales de corto plazo y las distorsiones de precios relativos, los impactos diferenciales entre los sectores productivos, sus efectos sobre los precios de activos, la riqueza privada y los efectos redistributivos de los shocks de política monetaria son algunas de las cuestiones centrales que han concentrado la atención de los estudios internacionales en la política monetaria en los últimos años.

Sin embargo, el caso uruguayo presenta algunas características particulares. Un relativamente elevado grado de dolarización y los recientes cambios de régimen monetario, son algunos de los aspectos que requieren de atención especial al analizar los canales de transmisión de la política monetaria.

Si bien los estudios empíricos sobre los canales de transmisión de la política monetaria son escasos para la economía uruguaya, existen algunos que vale la pena mencionar. Los principales antecedentes en materia de mecanismos de transmisión en el ámbito nacional están dados por Chiesa et al (2004) y Ferreira (2007).

Ferreira (2007) analiza cuál es el mejor indicador de política monetaria en el período 1998-2007, utilizando la metodología desarrollada por Bernanke y Blinder (1992). Concluye que el

tipo de cambio nominal fue el mejor indicador de política monetaria para el período 1998-2002 en el cual existió un régimen monetario de bandas de flotación deslizantes. Este resultado se modifica luego de 2002 con el cambio de régimen monetario. A partir de este momento la tasa de interés a un día (*overnight*) pasa a ser el mejor indicador de política. Ferreira (2007) utiliza una aproximación mediante modelos de Vectores Autorregresivos (VAR) y encuentra evidencia sobre la existencia del canal de transmisión tradicional de tasas. La investigación no es conclusiva sobre la existencia del canal del crédito en el Uruguay puesto que la metodología empírica no permite identificar si el impacto sobre el crédito se origina en efectos sobre la oferta (canal de crédito) o la demanda (canal tradicional).

Chiesa, Garda y Zerbino (2004) exploran los canales de transmisión de la política monetaria para el período 1983-2004 utilizando modelos VAR, centrando el análisis en las simulaciones impulso respuesta ante shocks no anticipados en la tasa de interés. De acuerdo con los autores, un shock en la tasa de interés impacta sobre el nivel de actividad, aunque no tiene efectos sobre la inflación, lo que contrasta con los resultados obtenidos por Ferreira. No obstante, se debe tener en cuenta que los períodos que trabajan ambos estudios son diferentes y abarcan diferentes regímenes monetarios.

A nivel internacional, es amplia la literatura teórica y empírica en el tema. En el primer grupo, consideramos que Bernanke y Gertler (1995), Metzler (1995), Mishkin (1996) y Mishkin (2001), constituyen nuestras principales referencias. Acerca de aproximaciones empíricas, seguimos básicamente algunos estudios realizados para la economía chilena y la peruana debido a las similitudes en algunas características macroeconómicas: economías pequeñas, abiertas y de alta dolarización (en el caso de la peruana).

En su análisis sobre los canales de transmisión para la economía chilena Mies et al (2002) concluyen que la política monetaria tiene efectos asimétricos sobre el producto, ya que las expansiones monetarias presentan efectos más persistentes que las políticas contractivas. Asimismo encuentran que la política monetaria ha perdido efectividad durante la década del 90s, fenómeno consistente con el desarrollo financiero que habría mejorado la eficiencia de los mercados y, por consiguiente, disminuido la importancia del canal de crédito.

Por su parte, Bentancourt et. al (2006), analizan los efectos de la “gran moderación” (reducción de la volatilidad del producto y la inflación) sobre el régimen macroeconómico y los mecanismos de transmisión de la política monetaria en la economía chilena en el período 1990-2006. Utilizando técnicas de VAR, los autores concluyen que la “gran moderación” es a su vez causa y efecto de los cambios observados en los mecanismos de transmisión. La menor volatilidad de los shocks exógenos explica una parte de la “gran moderación”, asimismo los cambios en los mecanismos de propagación de shocks también explican parte la reducción de la volatilidad de las variables macroeconómicas. En particular, la implementación de un régimen de *inflation targeting* contribuyó a anclar las expectativas de inflación, en tanto que el desarrollo de nuevos instrumentos y la profundización de los mercados financieros, redujeron la exposición de las empresas a las fluctuaciones del tipo de cambio, restando intensidad al *pass-through*.

Por último, Rossini y Vega (2007) analizan los cambios en los mecanismos de transmisión de la política monetaria en Perú concluyendo que tanto el canal tradicional de tasas como el de

expectativas han adquirido mayor importancia desde que se adoptara el régimen de metas de inflación. Asimismo, teniendo en cuenta las particularidades propias de una economía dolarizada como la de Perú, los autores indican que reducir el grado de dolarización redundaría en una mayor efectividad de la política monetaria.

Como se mencionó anteriormente, en este trabajo utilizamos una metodología empírica basada en la estimación de un modelo *S-VEC* (como el propuesto por Juselius, 2006) y similar a la aplicado por Winkelried (2004) para la política monetaria peruana. Los resultados se comparan con los obtenidos mediante un abordaje *S-VAR*, ampliamente utilizado por los estudios aplicados a nivel internacional.

El abordaje *S-VEC* que proponemos aquí se fundamenta principalmente por dos razones. En primer lugar tiene en cuenta la relación de largo plazo entre las variables macroeconómicas consideradas, lo que significa que incorpora los mecanismos de corrección de errores. Es decir, esta técnica nos permite tener en cuenta no sólo la relación estructural entre las variables involucradas, sino también las de largo plazo. Como consecuencia, los principales hallazgos de esta investigación refieren a los impactos de los shocks estructurales de política monetaria sobre las variables objetivo del Banco Central, controlados por relaciones de equilibrio a largo plazo.

El análisis empírico se realizó con datos de periodicidad mensual para el período comprendido entre 1999 y 2009. El período se eligió de tal forma que los cambios ocurridos en los regímenes de política monetario-cambiaría en las últimas décadas, tuvieran escasa incidencia en las estimaciones.

El trabajo se organiza como sigue. En el capítulo 2 se explicitan los principales aspectos metodológicos del análisis empírico. En el capítulo 3 se presenta e identifica el modelo y en el 4 se exponen los principales resultados. El capítulo 5 se dedica a analizar comparativamente los resultados del modelo *S-VEC* especificado respecto de los obtenidos a partir de un modelo *S-VAR* en tanto que en la última sección se resumen las principales conclusiones. El documento se acompaña de un anexo.

2. Aspectos metodológicos

En este apartado se describe brevemente la metodología *S-VEC* desarrollada detalladamente en Juselius (2006).

Se considera la representación usual de un modelo VAR cointegrado como la expuesta en la ecuación (1)

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \alpha \beta' X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde $\beta' = [\beta_1', \beta_1^*]'$, $X_t = [X_t', 1]'$ y $\varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$

Su representación MA queda determinada por:

$$x_t = C \sum_{i=1}^p \varepsilon_i + C^*(L)\varepsilon_t + X_0 \quad (2)$$

Donde:

$$C = \beta_1 (\alpha_1' \Gamma_1 \beta_1)^{-1} \alpha_1' = \beta_1' \alpha_1' \quad (3)$$

$$C^*(L) = C(L) \mid C^*(1-L) \quad (4)$$

Siendo β_1 y α_1 los complementos ortogonales de β y α , respectivamente.

Pre-multiplicando la ecuación (1) por una matriz no singular de dimensiones $p \times p$, se obtiene un modelo VAR con efectos contemporáneos como el de la ecuación (5).

$$A_0 \Delta X_t = A_1 \Delta X_{t-1} + \alpha \beta' X_{t-1} + u_t \quad u_t \sim N(0, \Sigma) \quad (5)$$

Donde $A_1 = A_0 \Gamma_1$, $\alpha = A_0 \alpha$, $u_t = A_0 \varepsilon_t$ y $\Sigma = A_0 \Omega A_0'$

La ecuación (6) describe la representación MA de la ecuación (5),

$$x_t = \beta_1' \alpha_1' A_0^{-1} \sum_{i=1}^p u_i + C^*(L) A_0^{-1} u_t + X_0 \quad (6)$$

Como allí se observa, la inclusión de los efectos contemporáneos modifica la definición de los *shocks* y por tanto de la matriz C que ahora está representada por $\tilde{C} = C A_0^{-1} = \beta_1' \alpha_1' A_0^{-1}$. Asimismo las funciones de impulso respuesta quedan ahora representadas por $\tilde{C}^s = C^*(L) A_0^{-1} L^s$.

A diferencia de los *Structural VAR models* estimados en base a la transformación estacionaria de las variables endógenas, los *shocks* estructurales de la ecuación (6) respetan las siguientes condiciones:

- Pueden dividirse en $(p-r)$ shocks permanentes y r transitorios, de forma tal que el vector u_t de errores estructurales puede escribirse como $u_t = \{u_{s,t}, u_{i,t}\}$, con $u_{s,t} = \{u_{s1,t}, u_{s2,t}, \dots, u_{s,r,t}\}$ y $u_{i,t} = \{u_{i1,t}, u_{i2,t}, \dots, u_{i,p-r,t}\}$.
- Los shocks transitorios ($u_{s,t}$) se definen entonces como columnas de ceros en la matriz \tilde{C} , de forma que no tengan efectos de largo plazo sobre ninguna de las variables del sistema.
- Los shocks permanentes ($u_{i,t}$) se definen como columnas distintas del vector nulo en la matriz \tilde{C} , de forma que tengan efectos permanentes en al menos una variable del sistema.

El objetivo es entonces elegir la matriz A_0 de forma tal que se cumplan las condiciones anteriores conjuntamente con los supuestos del modelo estructural subyacente respecto de la dinámica entre las variables y los efectos de los distintos shocks. Sin embargo, es importante tener en cuenta que la inclusión de la matriz A_0 en el modelo agrega $p \times p$ nuevos elementos al sistema, por lo que su identificación requerirá ese número de restricciones exógenas. El supuesto de que la matriz de varianzas y covarianzas de los errores estructurales es la identidad implica $[p \times (p+1)]/2$ restricciones. Por su parte, la discriminación entre efectos permanentes y transitorios agrega $(p-r) \times r$ restricciones adicionales.

Para el VAR de cuatro variables con en el que estamos trabajando, estas condiciones imponen 14 restricciones por lo que 2 restricciones adicionales serían necesarias. Esto es así ya existirían dos formas diferentes de ordenar los shocks permanentes y los transitorios, por lo que la identificación puede alcanzarse imponiendo una restricción sobre las tendencias comunes y una sobre las funciones de impulso respuesta de corto plazo.

3. Identificación del modelo

En esta sección se describe brevemente el modelo y los principales supuestos del marco teórico utilizado para el análisis de la política monetaria en Uruguay.

Se consideró un modelo de cuatro variables compuesto por la inflación mensual ($\Delta \ln p$), la tasa de interés activa promedio del sistema bancario (i), el PIB y el Tipo de Cambio Real (TCR) como variables endógenas. El vector x_t de variables endógenas tiene entonces la siguiente estructura:

$$x_t = [\Delta \ln p_t, i_t, \ln p_t, tcr_t]$$

De acuerdo a los modelos de equilibrio para economías abiertas deberíamos encontrar la presencia de tres relaciones estables que representarían los equilibrios en el mercado financiero, el externo y el mercado de bienes doméstico. Sin embargo, la ausencia de suficientes variables representativas del equilibrio externo (tales como tasas de interés internacionales, o el premio por riesgo pagado por la deuda soberana) impiden la correcta representación de los equilibrios de largo plazo en los mercados externo y financiero. Por

tanto, la estrategia empírica aquí planteada sería capaz de describir adecuadamente solo el equilibrio en el mercado de bienes doméstico.

Como se explica en el anexo, todas las variables consideradas en el modelo resultaron integradas de orden 1, con la única excepción de la inflación que para el período bajo análisis (1999-2009) es una variable estacionaria. Ello implica que deba esperarse la presencia de al menos dos relaciones de cointegración en este sistema; una “genuina” que describa la curva IS y otra “espuria” causada por la inclusión de una variable estacionaria en un vector de cointegración. Nuestro sistema estaría entonces compuesto por dos tendencias subyacentes, una de las cuales estaría guiada por los shocks reales y la otra por los nominales.

En otras palabras, la existencia de dos relaciones de cointegración implicaría la existencia de dos shocks diferentes que generan efectos permanentes en, al menos, una de las variables del vector X_t . Los otros dos shocks que determinan el sistema podrían afectar a todas las variables, pero solamente en el corto plazo.

El contraste de cointegración se realizó en base a la metodología Johansen (1988). La especificación final del modelo incluyó tres rezagos de las variables endógenas, al tiempo que se incluyeron como variables exógenas la tasa de interés de referencia de la Reserva Federal de Estados Unidos, el premio por riesgo pagado por la deuda soberana uruguaya (UBI-Uruguay Bond Índice) y el precio internacional del petróleo (WTI). Adicionalmente se incluyeron intervenciones específicas por valores atípicos. A su vez, se consideró la presencia de efectos estacionales, que se captaron a partir de la inclusión de un conjunto de *dummies* estacionales centradas, así como por efecto calendario y pascua. Para la estimación se utilizaron datos mensuales para el período 1999:1-2009:12.

Los cuadros 3.1 y 3.2 muestran que los resultados de las estimaciones confirmaron nuestras expectativas *a priori* respecto de la existencia de dos relaciones de cointegración. Una de ellas conteniendo sólo a la inflación (variable estacionaria en el período bajo análisis). El segundo vector de cointegración de la tabla 3.2 da cuenta de una relación estable en el mercado de bienes entre PIB, la tasa de interés, inflación y tipo de cambio real.¹

Cuadro 3.1 Johansen’s cointegration test

```

I(1) - ANALYSIS
p-r r Eig.Value Trace Trace* Frac95 P-Value P-Value*
 4 0 0.247 78.448 71.498 53.945 0.000 0.000
 3 1 0.160 38.762 35.549 35.070 0.018 0.044
 2 2 0.070 14.291 10.629 20.164 0.276 0.585
 1 3 0.029 4.122 3.262 9.142 0.406 0.543
    
```

¹ Las salidas econométricas pueden ser solicitadas a los autores. Las estimaciones se realizaron en los programas CATS-RATS (2005, Jonathan G. Dennis, Henrik Hansen, Søren Johansen, Katarina Juselius).

Cuadro 3.2 Cointegration relationships

THE MATRICES BASED ON 2 COINTEGRATING VECTORS:

BETA(transposed)

	INF	PORC	L	TAB	L	PIB	IND	TOT	L	TCR	CONSTANT
Beta(1)	1.000	0.000					0.000	0.000			-0.549
Beta(2)	-2.903	0.860					1.000	0.405			-5.284

Como se argumentó más arriba, la identificación del modelo estructural requiere dos restricciones adicionales. Para imponerlas, se consideró en primer lugar el supuesto usual respecto de que el PIB de largo plazo está determinado solamente por *shocks* reales o tecnológicos, por lo que ninguna otra innovación del sistema puede generar efectos permanentes sobre dicha variable. Es decir, u_{11} (el “*shock* real”) puede causar efectos permanentes sobre todas las variables. El segundo shock permanente, u_{12} , puede ser interpretado como un “*shock* externo nominal”.

En relación a los *shocks* transitorios, se asume que la reacción del PIB a los *shocks* monetarios no es instantánea, por lo que la respuesta inmediata del PIB a las innovaciones de política monetaria se asume nula. De esta forma, u_{s1} se etiqueta como un “*shock* de expectativas de inflación” o, alternativamente un “*shock* nominal interno de corto plazo”, en tanto que el “*shock* de política monetaria” quedaría representado por u_{s2} .

Bajo este marco analítico, la representación MA del modelo estimado tendría la siguiente forma:

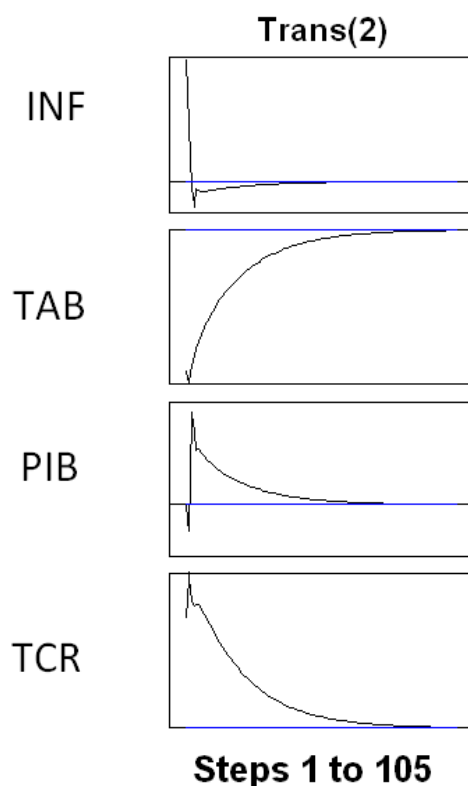
$$\begin{bmatrix} inf_t \\ tab_t \\ pib_t \\ tcr_t \end{bmatrix} = \underbrace{\begin{bmatrix} 0 & 0 & * & * \\ 0 & 0 & * & * \\ 0 & 0 & * & 0 \\ 0 & 0 & * & * \end{bmatrix}}_{C_0 A_0^{-1}} \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^t u_{s1,-i} \\ \sum_{i=0}^t u_{s2,-i} \\ \sum_{i=0}^t u_{l1,-i} \\ \sum_{i=0}^t u_{l2,-i} \end{bmatrix} + \underbrace{\begin{bmatrix} * & * & * & * \\ * & * & * & * \\ * & * & * & 0 \\ * & * & * & * \end{bmatrix}}_{C_0 A_0^{-1}} \begin{bmatrix} u_{s1,t} \\ u_{s2,t} \\ u_{l1,t} \\ u_{l2,t} \end{bmatrix} + \\
 + C_1 A_0^{-1} \begin{bmatrix} u_{s1,t} \\ u_{s2,t} \\ u_{l1,t} \\ u_{l2,t} \end{bmatrix} + \dots$$

4. Resultados Empíricos

El gráfico 4.1 muestra las respuestas de las variables del sistema a un *shock* expansivo de política monetaria equivalente a un desvío estándar. Como se indicó antes, se supuso que este *shock* es de carácter transitorio, por lo que sus efectos, incluso sobre la tasa de interés, tienden a desvanecerse con el paso del tiempo.

Los signos de las reacciones de las variables son, en todos los casos, consistentes con lo esperado a priori.² Una sorpresa monetaria expansiva eleva el nivel de inflación, el PIB y el TCR. En la medida que luego del *shock* la tasa de interés converge a su nivel inicial, el resto de las variables también lo hacen. En el cuadro 4.1 se analiza el *timing* y la magnitud de las reacciones.

Gráfico 4.1. Responses to a monetary policy shock



Como se observa en el cuadro 4.1, un shock expansivo de política monetaria equivalente a una reducción de 1 pp de la tasa de interés genera un efecto al alza sobre la inflación equivalente a 0,13 pp. Este resultado implica un *pass-through* de tasa de interés a inflación próximo al 13%. La respuesta se procesa al mes de registrado el *shock* monetario, desapareciendo completamente luego de 4 meses. Respecto del nivel de actividad, se observa una respuesta estadísticamente significativa luego de tres meses del *shock*, con un *pass-through* de 12%. Por último, la respuesta del TCR es significativa a partir del primer mes. El máximo efecto de una caída de la tasa de interés de referencia sobre el TCR se observa al cabo de 2 meses con un *pass-through* algo superior al 45%, lo que confirma la capacidad de la política monetaria para operar como catalizador en el ajuste del TCR cuando este se ubica fuera de sus niveles e equilibrio. Por otra parte, del cuadro 4.1 puede derivarse, en forma indirecta el *pass-through*

² La única excepción la constituye la respuesta del PIB luego de un mes. De todas formas esta reacción resulta estadísticamente no significativa por lo que puede considerarse de magnitud nula.

de tasa de interés a tipo de cambio nominal. La apreciación nominal consistente con la apreciación real y la variación de la inflación del cuadro se ubica en el entrono de 0,47 puntos porcentuales, lo que implica un traspaso de tasa de interés a TCN de 47% luego de transcurrido un mes del *shock*.

Cuadro 4.1. Respuestas acumuladas a un shock expansivo de política monetaria de 1pp
(en %). Modelo S-VEC

período	inf	pib	tab	TCR
1	0.13	0.00	-1.00	0.34
2	0.06	-0.01	-1.08	0.46
3	0.01	0.12	-0.96	0.40
6	0.00	0.07	-0.79	0.38
9	0.00	0.06	-0.65	0.34
12	0.00	0.05	-0.55	0.29
18	0.00	0.04	-0.40	0.21
24	0.00	0.03	-0.29	0.16
36	0.00	0.01	-0.16	0.08

5. Análisis crítico de los resultados

El análisis crítico de los resultados se realiza desde dos enfoques. En primer lugar, se comparan los resultados obtenidos con los que se hubiesen alcanzado con la metodología SVAR, tradicionalmente aplicada en el estudio de los efectos macro de la política monetaria. Ello permite analizar la “ganancia” en términos de poder explicativo derivada de aplicar una técnica superior como la de S-VEC. En segundo lugar, se analizan las debilidades de la técnica aplicada y sus consecuencias sobre los resultados empíricos.

Comparación con S-VAR

Para la comparación se construyó un SVAR en base a la transformación estacionaria de las variables consideradas (IPC, PIB, TAB, TCR, UBI). La identificación del modelo se realizó aplicando a la metodología propuesta por Blanchard y Quah (1989). De ese modelo macroeconómico de referencia se derivan doce restricciones de largo plazo sobre el nivel de las series.³ El hecho de que en el largo plazo el PIB solo sea afectado por los shocks reales, impone cuatro restricciones. Que el riesgo país solo sea afectado por los shocks reales y los financieros impone otras tres restricciones. Asimismo, que tanto los shocks nominales como los de demanda no afectan al TCR suponen tres restricciones adicionales. Por último que la

³ Las imposición de restricciones de largo plazo presentan algunas limitaciones (véase Faust y Leeper (1997)). Alternativamente, es posible generalizar las restricciones de largo plazo mediante otras que implican restricciones “*neighborhood of frequency zero, instead of just a restriction at the point zero*” (Blanchard y Quah (1989)).

tasa de interés en el largo plazo quede determinada sólo por los shocks reales y los nominales agrega otras tres restricciones.

En el cuadro 5.1, se incluyen los resultados de las funciones de impulso-respuesta estimadas en base al SVAR.

**Cuadro 5.1. Respuestas acumuladas a un shock contractivo de política monetaria de 1pp
(en %). Modelo SVAR**

periodo	inf	PIB	TAB	TCR
1	-0,21	-0,09	0,90	-0,71
2	-0,33	0,02	0,85	-0,96
3	-0,40	-0,03	0,81	-1,09
6	-0,60	0,25	1,08	-1,69
9	-0,64	0,07	1,81	-1,68
12	-0,65	0,11	2,70	-1,32
18	-0,57	-0,10	4,55	-1,14
24	-0,52	-0,08	4,68	-1,05

De los resultados de estas estimaciones se extraen las siguientes conclusiones. En primer lugar, un shock monetario que aumente la tasa un punto porcentual genera un impacto final sobre la evolución de los precios próximo a 0,5%, que tarda siete meses en procesarse. A su vez, se observa una débil reacción del nivel de actividad al shock monetario (incluso no fue posible rechazar la hipótesis de una reacción nula del nivel de actividad al shock monetario). En tanto el tipo de cambio real se ve afectado en forma significativa.

La escasa reacción del nivel de actividad a los shocks monetarios sugeriría que el impacto sobre la demanda agregada no es un mecanismo relevante en la transmisión de la política monetaria a precios. Por el contrario, la significativa variación del tipo de cambio real permitiría concluir que el canal cambiario si es relevante en la trasmisión de los shocks monetarios a los precios. Este efecto se derivaría de las modificaciones en las rentabilidades relativas de las posiciones en moneda nacional respecto de la moneda extranjera.

Por último, es importante destacar que estas estimaciones también aportan evidencia a favor de que, en el corto plazo, la política monetaria puede afectar el TCR. De esta forma, en períodos en los que el TCR se ubique fuera de sus niveles de equilibrio, la política monetaria sería una herramienta efectiva para acelerar el proceso de convergencia.

Si bien existen algunas diferencias en la magnitud y el *timing* de las reacciones de las variables, la diferencia más significativa entre las dos metodologías aplicadas refiere a los efectos estimados para el nivel de actividad. Mientras que en el S-VEC se encontraron efectos significativos de la política monetaria sobre el PIB, en las funciones de impulso-respuesta del S-

VAR el impacto de un shock monetario sobre el nivel de actividad no resultó significativo. Como se comentó, de acuerdo a las estimaciones del S-VEC, un *shock* monetario expansivo de 1 pp genera un incremento del PIB próximo a 0,12% luego de tres meses de ocurrido, que desaparece por completo luego de siete meses. Ello habilita a su vez, un mecanismo de transmisión adicional de la política monetaria hacia los precios.

Limitaciones del análisis empírico

Una de las más importantes limitaciones de las técnicas utilizadas guarda relación con las “etiquetas” impuestas a los shocks estructurales no observados derivados de los datos. Como lo argumentan Stock, Watson y Center (2005) y Juselius (2006) entre otros, comúnmente los residuos de la forma reducida del VAR están correlacionados entre sí, lo que muchas veces, es causado por la omisión de variables relevantes en el modelo. Sin embargo, esto no es tenido en cuenta en los modelos estructurales como los aquí estimados, en los que la ortogonalidad de los residuos estructurales se basa en el supuesto de un modelo completo que contiene todas las variables relevantes. En la estimación estructural la correlación de los residuos del VAR es tratada como un fenómeno de la forma reducida no presente en la estructural. Según lo argumentan estos autores, esta sería la principal crítica a este tipo de modelos en los que el “etiquetado” de las innovaciones estructurales puede llevar a conclusiones erróneas.

Como lo indica Juselius (2006), la matriz A_0 define como los *shocks* ortogonales permanentes y transitorios se relacionan con los estimados en la forma reducida del VAR, vía la ecuación $u_t = A_0 \varepsilon_t$. Las prietas dos filas de la matriz A_0 definen los shocks transitorios, en tanto que las dos últimas los permanentes. Considerando el orden en que fueron incluidas las variables en el modelo, el llamando “*shock* de política monetaria”, quedaría entonces definido por la segunda fila de A_0 .

Cuadro 5.2. Rotation Matrix A_0 *

Rotation Matrix, A_0 (Normalized)				
	EPS (1)	EPS (2)	EPS (3)	EPS (4)
Trans (1)	-0.098	-0.980	0.803	1.000
Trans (2)	-0.051	1.000	-0.081	-0.894
Perm (1)	0.021	0.221	1.000	-0.189
Perm (2)	0.001	0.359	0.102	1.000

*Values are normalized in the largest coefficient value of each column

A priori sería deseable que dicho shock fuese relevante en una ecuación en la que la tasa de interés fuese significativa y con el signo esperado. Los coeficientes de la matriz A_0 , que se destacan en la ecuación 7, indican que la forma subyacente al *shock* calificado como “de política monetaria” cumpliría con las propiedades deseables en cuanto al signo y la magnitud del coeficiente de la tasa de interés. Por tanto, el riesgo de extraer conclusiones erróneas

debido a una identificación equivocada del *shock* más relevante para los objetivos de este trabajo parece muy acotado.

$$\Delta \pi_t = 0,05 \Delta \text{cpi}_t - 0,08 \Delta \text{pdp}_t - 0,9 \text{rer}_t = \dots + \beta^* \pi_{t-1} + \epsilon_{2,t} \quad (7)$$

6. Consideraciones finales

La estrategia empírica de los modelos S-VAR, de amplia aplicación en estudios de este tipo, presenta la bondad de habilitar la identificación de los shocks sin necesidad de imponer un gran número de supuestos y condiciones a las interacciones entre las variables. De hecho, el proceso de identificación se realiza imponiendo la cantidad de “a priori” mínima necesaria para la resolución del sistema. Sin embargo, dado que en general se trata con variables integradas (de orden 1), la especificación del modelo a partir de las primeras diferencias de las variables puede resultar apropiada, en tanto entre las variables consideradas no existan relaciones de cointegración. Esto se debe a que la estimación de modelos en diferencias para variables con tendencias comunes conduce a una pérdida significativa de información sobre la dinámica conjunta de las variables. En efecto, los modelos en diferencias no consideran las relaciones de equilibrio entre los niveles de las variables ni los mecanismos de corrección de los desvíos de la misma. De esta forma, estimar modelos en diferencias para variables cointegradas no parece la estrategia más apropiada.

Por este motivo, en este trabajo se propone un modelo S-VEC que contemple las relaciones macroeconómicas de equilibrio entre las variables integradas, al tiempo que permite a identificar shocks estructurales permanentes y transitorios.

En línea con lo esperado, los resultados mostraron tanto bajo la metodología de S-VAR como de S-VEC que los shocks de política monetaria producen efectos significativos sobre la inflación y el TCR, y que estos se procesan en un tiempo relativamente corto.

No obstante, los resultados hallados a partir del modelo S-VEC permiten identificar, a diferencia de la modelización S-VAR, una respuesta significativa de la demanda agregada ante los shocks monetarios. La aparente contradicción relativa entre ambas modelizaciones podría encontrar explicación en el mejor aprovechamiento de la información que supone la técnica de S-VEC, al contemplar las relaciones de cointegración entre las variables del modelo.

En suma, de acuerdo a estos resultados, la política monetaria parece constituir un instrumento relativamente eficaz para afectar sus dos principales variables objetivo: inflación y actividad.

Referencias bibliográficas

- Bernanke, B., y A. Blinder, 1992. "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission," *American Economic Review* 82(4): 901-21.
- Bernanke, B. y M. Gertler, 1995. "Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission" *Journal of Economic Perspectives*, Num. 9.
- Betancourt, C, J. De Gregorio, y J.P. Medina, 2006. "The Great Moderation and the monetary transmission mechanism in Chile". Documento de Trabajo 393. Banco Central de Chile
- Blanchard, O., y D. Quah, 1989. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances, *The American Economic Review*, 655-673.
- Calvo, G., A. Izquierdo y E. Talvi, 2002. Sudden Stops, the Real Exchange Rate and Fiscal Sustainability: Argentina's Lessons.
- Chiesa, P., Garda, P. y Zerbino, M (2004). "Efectos reales de la Política Monetaria en Uruguay: una aproximación al estudio de los canales de la tasa de interés y del crédito bancario". Trabajo de Investigación Monográfico, Facultad de Ciencias Económicas y Administración. Universidad de la Republica Oriental del Uruguay.
- Faust, J. y E. M. Leeper, 1997. "When Do Long-Run Identifying Restrictions Give Reliable Results?" *Journal of Business & Economic Statistics*, American Statistical Association, vol. 15(3), pages 345-53, July.
- Ferreira, M, 2008. "Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Uruguay: una aproximación al canal de tasas de interés y del crédito", trabajo presentado a las XXIII Jornadas Anuales de Economía del Banco Central del Uruguay.
- Metzler, A. H., 1995, "Monetary, Credit and Other Transmission Processes: A Monetarist Perspective", *Journal of Economic Perspectives*, Fall 1995, 9,4: 49-72.
- Mies, V., F. Morandé, y M. Tapia, 2002. "Política Monetaria y Mecanismos de Transmisión: Nuevos Elementos para una Vieja Discusión," *Economía Chilena* 5(3): 29-66.
- Mishkin, S. F., 1996. "The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy," Working Paper No. 5464. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research.
- Mishkin, S. F., 2001. "The Transmission Mechanism and the Role of Assets Prices in Monetary Policy," Working Paper No. 8617. National Bureau of Economic Research".
- Johansen, S., 1988. Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of economic dynamics and control* 12, 231-254.
- Juselius, K., 2006. *The cointegrated VAR model: methodology and applications* (Oxford University Press, USA).
- Rossini, R; Vega, M (2007). "El mecanismo de transmisión de la política monetaria en un entorno de dolarización financiera: El caso del Perú entre 1996 y 2006" Banco Central de Reserva del Perú. DT. N° 2007-017
- Stock, J., M. Watson, y L. Center, 2005. Implications of dynamic factor models for VAR analysis, *NBER Working paper*.
- Winkelried, D. (2004). "Tendencias comunes y análisis de la política monetaria en el Perú." Banco de la Reserva de Perú.

Anexos

Anexo 1. Contrastes de raíces unitarias (Test ADFs)

Dickey - Fuller Aumentado (ADF)						
HO = Existencia de raíz unitaria						
	Valor del estadístico primera diferencia	Rech Ho		Valor del estadístico en niveles	Rech Ho	
		Al 95%	Al 99%		Al 95%	Al 99%
<i>Tasa Call log(1+call/100)</i>	-10.40135	sí	sí	-2.049766	no	no
<i>Período 01.1998-09.2009</i>	(2 lags, sin cte. ni tend)			(1 lag, con cte)		
<i>Índice de Precios al Consumo</i>	-6.698352	sí	sí	0.915737	no	no
<i>Período 01.1998-11.2009</i>	(1 lag, con cte)			(2 lags, con cte)		
<i>Tasa FED log(1+fed/100)</i>	-4.933451	sí	sí	-1.32149	no	no
<i>Período 01.1998-11.2009</i>	(1 lag, sin cte ni tend)			(2 lags, con cte)		
<i>Producto Interno Bruto</i>	-1.631719	sí*	no	-0.476919	no	no
<i>Período 01.1998-09.2009</i>	(13 lags, sin cte ni tend)			(13 lags, con cte)		
<i>Producto Interno Bruto desestacionalizado</i>	-3.215674	sí	sí	0.285355	no	no
<i>Período 01.1998-09.2009</i>	(3 lags, sin cte ni tend)			(4 lags, con cte)		
<i>Tasa Activa Bancaria en pesos log(1+tab/100)</i>	-10.04019	sí	sí	-0.716512	no	no
<i>Período 01.1998-09.2009</i>	(1 lag, sin cte ni tend)			(2 lags, con cte)		
<i>Uruguay Bond Index log(1+ubi/100)</i>	-12.02017	sí	sí	-0.386476	no	no
<i>Período 01.1998-09.2009</i>	(1 lag, sin cte ni tend)			(1 lag, con cte)		
<i>Volatilidad del tipo de cambio</i>	-4.363341	sí	sí	-4.009908	no	no
<i>Período 01.1998-10.2009</i>	(1 lag, sin cte ni tend)			(2 lags, con cte)		
<i>Tasa en pesos a las empresas menor a 30 días log(1+t\$e/100)</i>	-8.27199	sí	sí	-1.37803	no	no
<i>Período 01.1998-09.2009</i>	(1 lag, sin cte ni tend)			(2 lags, con cte)		
<i>Tasa en pesos a las empresas a más de 30 y menos de 365 días log(1+t\$e/100)</i>	-6.013346	sí	sí	-1.598306	no	no
<i>Período 01.1998-09.2009</i>	(2 lags, sin cte ni tend)			(3 lags, con cte)		
<i>Tasa promedio en pesos a las empresas log(1+t\$e/100)</i>	-7.105732	sí	sí	-1.395128	no	no
<i>Período 01.1998-09.2009</i>	(1 lag, sin cte ni tend)			(2 lags, con cte)		
<i>Tasa en pesos a las familias log(1+t\$_f/100)</i>	-10.82109	sí	sí	-0.410763	no	no
<i>Período 01.1998-09.2009</i>	(1 lag, sin cte ni tend)			(1 lag, con cte)		
<i>Tasa en pesos promedio log(1+tppr\$/100)</i>	-3.019431	sí	sí	-2.872872	sí	no
<i>Período 01.1998-09.2009</i>	(5 lags, sin cte ni tend)			(6 lags, con cte)		
<i>West Texas Intermediate</i>	-4.954712	sí	sí	-2.327224	no	no
<i>Período 01.1998-11.2009</i>	(2 lags, sin cte ni tend)			(3 lags, con cte)		
<i>Tipo de cambio real bilateral con EEUU</i>	-11.05164	sí	sí	-0.058213	no	no
<i>Período 01.1998-09.2009</i>	(1 lag, sin cte ni tend)			(1 lag, con cte)		

* Si al 90%, p-valor= 0.0968
 El número de lags se determinó según el criterio AIC.