



Los mecanismos de transmisión de la política monetaria en Perú

PAUL CASTILLO, FERNANDO PÉREZ FORERO Y VICENTE TUESTA*

Se extiende el modelo propuesto por Bernanke y Mihov (1998) para el caso de una economía parcialmente dolarizada para estimar los efectos de la política monetaria en el Perú entre 1995 y 2009. Los resultados indican que la política monetaria en el Perú, a pesar de ser esta una economía parcialmente dolarizada, tiene efectos similares a los que predice la teoría económica en economías sin dolarización. En particular, ante un choque contractivo de política monetaria las tasas de interés suben, los agregados monetarios se contraen, la moneda local se aprecia, la demanda agregada se desacelera y finalmente la inflación cae. Sin embargo, los choques cambiarios resultan ser un importante determinante del mercado monetario. Finalmente, los resultados muestran que el Banco Central responde con mayor intensidad a choques de demanda por dinero que a choques cambiarios durante el periodo posterior a la adopción de metas explícitas de inflación.

Palabras Clave : Mercado interbancario, choques monetarios y externos, VAR.

Clasificación JEL : E51, E52, E58, F31, F41.

Desde el año 2002 el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) ha adoptado el esquema de metas explícitas de inflación como estrategia de política monetaria. Un aspecto fundamental de este tipo de esquemas es el uso intensivo de pronósticos de inflación como objetivo intermedio de política monetaria. Así, el Banco Central modifica su posición de política cuando el pronóstico de inflación en el horizonte de proyección se desvía de su nivel meta. Para elaborar proyecciones de inflación, sin embargo, es necesario que se desarrollen modelos que caractericen los mecanismos de transmisión de política monetaria.

Este trabajo contribuye a este esfuerzo estimando un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) para la economía peruana que permite medir el impacto de cambios exógenos en la posición de política monetaria en el nivel de producto, la inflación, las tasas de interés, y el tipo de cambio. La estrategia de identificación sigue de cerca el análisis de Bernanke y Mihov (1998), y es extendido para tomar en cuenta el efecto de la dolarización en el funcionamiento del mercado interbancario.

A diferencia de los modelos VAR anteriormente estimados para Perú, se permite que el tipo de cambio juegue un doble rol en el mercado interbancario. Por un lado, es parte del conjunto de información que

* Castillo: Subgerencia de Diseño de Política Monetaria, BCRP, Jr. Miró Quesada 441-445, Lima 1, Perú, Teléfono +511 613-2000 anexo 3911 (e-mail: paul.castillo@bcrp.gob.pe). Pérez Forero: BCRP (e-mail: fernando.perez@bcrp.gob.pe). Tuesta: Prima AFP y CENTRUM, Pontificia Universidad Católica del Perú (e-mail: vicentetuesta@gmail.com).

Los autores agradecen los comentarios de Gabriel Rodríguez, Zenón Quispe, Carlos Barrera y de los participantes del seminario de investigación del BCRP y del Encuentro de Economistas del año 2006.

maneja el Banco Central, y por tanto, el instrumento de política monetaria responde a la evolución del tipo de cambio. Este supuesto de identificación captura el miedo a flotar del Banco Central asociado a los riesgos de fluctuaciones abruptas en el tipo de cambio en economías altamente dolarizadas como la peruana. Por otro lado, se considera que los choques cambiarios generan presiones sobre la demanda por moneda local, en la medida que los bancos requieren incrementar su demanda por esta moneda para tomar posiciones largas en moneda extranjera.¹

Una de las ventajas de utilizar un modelo del mercado interbancario para identificar choques de política monetaria es que es lo suficientemente general como para incorporar distintos regímenes de política monetaria. Esta característica del esquema de identificación es importante para el caso del Perú porque la política monetaria pasó de un régimen de control de agregados entre 1990 y 2001 a uno de metas explícitas de inflación, donde este último utiliza como instrumento operativo la tasa de interés del mercado interbancario.

Los resultados muestran que la política monetaria en el Perú, a pesar de ser esta una economía parcialmente dolarizada, tiene efectos similares a los que predice la teoría económica en pequeñas economías abiertas sin dolarización. Así, un choque de política monetaria contractivo reduce la demanda por reservas bancarias, genera una apreciación del tipo de cambio, desacelera la actividad económica y reduce el nivel de precios. Del mismo modo, los resultados muestran que el impacto negativo de este choque ocurre más pronto en el caso de la actividad económica que en el caso del nivel de precios. Las correlaciones condicionales al choque de política monetaria confirman estos resultados. De esta forma, las correlaciones del producto y precios con la tasa de interés son negativas, lo que evidenciaría la existencia de un canal de transmisión de demanda agregada de la política monetaria.

Sin embargo, los choques cambiarios resultan ser un importante determinante del mercado monetario, lo que se traduce en una contribución positiva a la varianza de la proyección de la tasa de interés interbancaria. Esto sugiere que a pesar de tener un mecanismo de transmisión de política monetaria tradicional condicional a la ausencia de choques cambiarios, estos de igual manera juegan un rol importante en la determinación del equilibrio del mercado monetario. En el caso del choque cambiario, las funciones impulso respuesta y las correlaciones condicionadas muestran que bajo la ocurrencia del mismo, los niveles de tipo de cambio, inflación y tasas de interés se elevan mientras que caen los niveles de actividad económica y demanda por reservas bancarias. Este choque puede ser interpretado como un cambio en la percepción del riesgo por parte de los agentes económicos, lo que trae consigo la intención de modificar su portafolio de inversión con el objetivo de minimizar el riesgo de cartera. Por otro lado, este choque también se podría atribuir a eventos de salida abrupta de capitales. En el caso de un choque cambiario positivo (negativo), se observa una mayor (menor) demanda por moneda extranjera (dólares en este caso) en relación a la moneda local (nuevos soles en el caso peruano). Esta mayor (menor) demanda provoca una depreciación (apreciación) en la moneda local y, a través del efecto hoja de balance, lleva a un menor (mayor) ritmo de actividad económica.

¹ Existen estimaciones previas de modelos VAR estructurales y modelos de corrección de errores para identificar el mecanismo de transmisión de la política monetaria en la economía peruana en los trabajos de Barrera (2000), Quispe (2000), Winkelried (2004) y Bigio y Salas (2006). En particular, Winkelried desarrolla el tema de los choques externos y Bigio y Salas mencionan la presencia de no linealidades en el mecanismo de transmisión. Rossini y Vega (2007) analizan también este mecanismo de transmisión utilizando el Modelo de Proyección Trimestral del BCRP. Es importante mencionar que Quispe (2000) realizó una estimación para Perú utilizando como base el modelo de Bernanke y Mihov (1998) y obtuvo resultados importantes que se encuentran documentados. Asimismo, recientemente Lahura (2010) presenta una extensión de esta misma metodología, esta vez mediante el uso de un modelo FAVAR utilizando componentes principales, metodología sugerida por Bernanke y otros (2005). El presente trabajo toma también como base a Bernanke y Mihov e incorpora un periodo muestral que comprende un cambio en la meta operativa (a partir de setiembre de 2003), así como también apunta a la estimación de un indicador de la posición de política monetaria.

Asimismo, con relación a la función de reacción de Banco Central, se encontró que luego de la adopción del esquema de metas de inflación, la respuesta es mayor ante choques de demanda de dinero y menor ante choques cambiarios. Este resultado evidencia un cambio en las preferencias del BCRP hacia una mayor estabilidad de la demanda por dinero, dado que el instrumento de política es ahora la tasa de interés interbancaria.

Finalmente, la identificación de los choques monetarios permite construir una medida de la posición de la política monetaria a partir de la función de reacción estimada para el BCRP, teniendo en cuenta que este utiliza varios instrumentos a lo largo de la muestra analizada. La estimación de este indicador contribuye a tener un mejor entendimiento de la ejecución de la política monetaria en el periodo analizado. Así, éste comprende el periodo de control de agregados (hasta 2002) y la posterior adopción de la tasa de interés de referencia como meta operativa del BCRP (a partir de septiembre de 2003 hasta la fecha). Asimismo, se controla por las eventuales intervenciones en el mercado cambiario, así como por cambios en las tasas de encaje luego de la adopción de la tasa de interés de referencia. Los resultados muestran una política monetaria marcadamente contractiva desde 1998, la cual se relaciona con el efecto de las crisis internacionales (crisis Asiática en 1997, Rusa en 1998 y Brasileña en 1999), así como con el efecto recesivo del Fenómeno del Niño desde fines de 1997. Posteriormente, cuando el Perú contó con una inflación cercana a cero y con la adopción del régimen de metas explícitas de inflación, la política se tornó más expansiva hasta fines del año 2005. Ello llevó al cumplimiento de la meta de inflación en los años siguientes a la adopción de este esquema. Luego, desde el 2006 la política se tornó mucho más cauta, fijándose principalmente en el cumplimiento de la meta de inflación, pero también enfrentando choques externos de inflación de alimentos y de petróleo.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. En la sección 1 se muestra la evolución de los regímenes de política monetaria en el Perú. En la sección 2 se describe el modelo VAR estructural y en la sección 3 se identifican choques de política monetaria y cambiarios. Luego, en la sección 4 se exponen los principales resultados y se realiza un análisis de robustez. Finalmente, en la sección 5 se presentan las principales conclusiones del trabajo.

1 EVOLUCIÓN DE LOS REGÍMENES DE POLÍTICA MONETARIA EN EL PERÚ

Luego del episodio de hiperinflación observado hacia finales de los años ochenta, la política monetaria fue re-estructurada de tal manera que diez años después fue posible obtener niveles de tasa de inflación de un solo dígito. Armas y otros (2001) documentan esta transición. El esquema implementado fue el de control de agregados, tomando para ello como ancla nominal la base monetaria. En otros países latinoamericanos se tomó como ancla nominal el tipo de cambio; no obstante, en el año 1990 el Perú no contaba ni con las reservas internacionales suficientes ni con el marco institucional adecuado (en particular, por la baja credibilidad de la política monetaria) para implementar un esquema similar (ver Velarde y Rodríguez, 1992).

Posteriormente se adoptó a partir del año 2002 el esquema de Metas Explícitas de Inflación, fijando para ello un objetivo de 2.5 por ciento con un margen de tolerancia de ± 1.0 por ciento. Adicionalmente, la cuenta corriente (CC) de los bancos en el BCRP fue utilizada como meta operativa hasta setiembre de 2003, donde se adoptó como meta operativa la tasa de interés de referencia. Sin embargo, además de la meta operativa mencionada, el BCRP también empleó instrumentos alternativos simultáneamente, que le permitieron cumplir con el objetivo final y a la vez mantener el mercado interbancario en equilibrio.

Es importante mencionar que en un contexto de dolarización financiera, la implementación del esquema de metas de inflación se lleva a la par con la intervención en el mercado cambiario, dado que es

CUADRO 1. Evolución de los regímenes de política monetaria

Régimen	Fecha	Meta operativa	Meta intermedia	Meta final	Intervención cambiaria	Medidas de encaje
Agregados monetarios	1995 a 2001	CC de los bancos en el BCRP	Emisión primaria	Inflación	Sí	Sí
Metas Explícitas de Inflación	2002 a 2003	CC de los bancos en el BCRP		Inflación	Sí	Sí
Metas Explícitas de Inflación	Desde 2003	Tasa de interés interbancaria		Inflación	Sí	Sí

necesario minimizar las fluctuaciones en el tipo de cambio. Asimismo, la modificación de los regímenes de encaje se realiza en línea con los movimientos de la tasa de interés interbancaria, de tal manera que el mecanismo de transmisión no sea distorsionado. En el Cuadro 1 se puede apreciar a manera de síntesis los regímenes de política monetaria presentes en la muestra de análisis de este trabajo, desde octubre de 1995 hasta abril de 2009 (ver Rossini, 2001, para una descripción más detallada de los regímenes de política monetaria en los años 90s).

2 EL MODELO

En esta sección se extiende el modelo propuesto por Bernanke y Mihov (1998) para caracterizar las interacciones presentes en el mercado interbancario peruano.² En particular, se hace explícito el accionar de la autoridad monetaria a través de operaciones de mercado abierto, así como de operaciones de ventanilla (*standing facilities*). De este modelo resulta el mecanismo de transmisión de política monetaria habitual, esto es, ante un choque contractivo la tasa de interés interbancaria se incrementa, provocando a su vez una reacción negativa tanto de la actividad económica como del nivel de precios.

Paralelamente, se observa el efecto liquidez, que es la relación negativa entre la tasa de interés y la demanda por dinero. De igual forma, se toma en cuenta la presencia de la dolarización financiera, haciendo explícita su incidencia sobre la demanda por fondos de encaje en el comportamiento de la tasa de interés y en las operaciones del Banco Central. En otras palabras, el diseño de la política monetaria en esta economía internaliza el riesgo de las fluctuaciones en el tipo de cambio, dado que al estar presente la dolarización financiera los agentes económicos (en este caso representados por bancos) enfrentarán una decisión de portafolio de monedas, de tal manera que estos minimicen el riesgo de cartera.

2.1 ESPECIFICACIÓN

El modelo utiliza la especificación de un VAR estructural para representar la economía peruana

$$Y_t = \sum_{i=0}^k F_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k N_i P_{t-i} + B^y v_t^y \quad (1)$$

$$P_t = \sum_{i=0}^k T_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k G_i P_{t-i} + B^p v_t^p, \quad (2)$$

² Una aproximación similar es hecha por Quispe (2000) donde se hace énfasis al papel de una regla de intervención explícita.

donde P_t es el vector de *variables de política* que el BCRP monitorea para la ejecución de la política monetaria, es decir aquéllas que interactúan en el mercado interbancario, e Y_t es el vector de *variables informativas* que representan el comportamiento de la economía agregada.

Las variables de política (P_t) dependen tanto de valores contemporáneos y rezagados de sí mismas como del resto de variables macroeconómicas (Y_t). Las matrices que multiplican a los términos rezagados en cada ecuación $\{F_i, N_i, T_i, G_i\}$ representan el comportamiento sistemático e interactivo entre las variables presentes en el modelo. Los vectores v_t^y y v_t^p representan perturbaciones que podrían presentarse y de esta manera podrían alterar el equilibrio de la economía de manera temporal. Estas perturbaciones son variables aleatorias independientes entre sí, que tienen una distribución de probabilidades determinada. Se dice que el equilibrio es alterado temporalmente dado el supuesto de estacionariedad, que significa que la economía retornará a su nivel de equilibrio inicial. El vector v_t^p contiene los choques estructurales que se modelan en esta sección, en donde uno de ellos es el de política monetaria; es decir, está asociado a las operaciones que efectúa el BCRP, principalmente realizadas para atender la demanda por reservas (fondos de encaje). El resto de choques estarán asociados a la demanda por dinero, choques cambiarios y otras perturbaciones vinculadas con las variables que interactúan en el mercado interbancario.

Entre las variables del resto de la economía (Y_t) se considera a los precios de *commodities* a nivel internacional (cp_t) ya que se trata de modelar una economía pequeña y abierta. Además, se encuentran la actividad económica (y_t) y el nivel de precios (p_t). Con respecto al bloque de variables de política (P_t), se tiene la demanda por fondos de encaje (fe_t), la demanda por cuenta corriente (cc_t), el tipo de cambio nominal (tc_t) y la tasa de interés interbancaria (int_t).

2.2 EL MERCADO INTERBANCARIO DE FONDOS DE ENCAJE

En esta sección se extiende el modelo del mercado interbancario propuesto por Bernanke y Mihov (1998) para el caso de una economía pequeña y abierta con dolarización financiera. En este contexto, el tipo de cambio nominal debe ser incorporado en el grupo de variables de política (P_t), dado que su incidencia es determinante en el equilibrio del mercado interbancario. Sus fluctuaciones alteran la demanda por dinero debido a la mencionada decisión de portafolio que conlleva que ante presiones depreciatorias (apreciatorias), los bancos demandarán una cantidad menor (mayor) de nuevos soles, con el objetivo de destinar estos fondos a incrementar (reducir) su posición en dólares. De esta manera, los bancos incrementarán (reducirán) su posición en moneda extranjera y por tanto se cubrirán del riesgo cambiario.³

La forma más rápida para adquirir (vender) estos dólares es a través del mercado interbancario *spot* de moneda extranjera, y de ser la oferta (demanda) insuficiente, en ocasiones el BCRP intervendría en este mercado en posición vendedora (compradora). No obstante, la decisión de los bancos de adquirir (vender) dólares podría comprometer el cumplimiento del requerimiento de encaje en nuevos soles establecido por el BCRP. Así, al contar los bancos con una menor (mayor) cantidad de nuevos soles disponible en sus cuentas luego del cambio de portafolio, el resultado es la generación de escasez (exceso) de moneda nacional y, por tanto, la creación de presiones al alza (a la baja) sobre la tasa de interés interbancaria.

El mecanismo descrito sugiere que la tarea del BCRP de mantener la tasa de interés interbancaria sobre su nivel de referencia en un entorno de dolarización financiera no es un asunto trivial. En estricto, frente a una menor (mayor) demanda por liquidez en nuevos soles en el mercado de reservas, el BCRP deberá cubrir este exceso de oferta a través de operaciones de esterilización (inyección) de liquidez, siempre y cuando los bancos encuentren atractivos los Certificados de Depósito del BCRP (CDBCRP) a un plazo

³ Cabe señalar que los bancos adquieren moneda extranjera tanto para operaciones al contado (*spot*) como para operaciones *forward*, que en este caso sería de venta.

determinado (cuenten con un *stock* de títulos-valores como los CDBCRP o Bonos del Tesoro Público mayor o igual a sus necesidades de inversión). De ser necesario, los bancos tendrán que acudir a las operaciones de ventanilla (como depósitos *overnight* para el caso de exceso de liquidez y Repos directas o Créditos de Regulación Monetaria para el caso de escasez de liquidez, ver circulares del BCRP) de tal forma que cumplan con sus requerimientos mínimos de reservas (encajes).

De esta forma, como se trata de un modelo en donde el tipo de cambio juega un rol primordial en la determinación del equilibrio en el mercado interbancario, es necesario incluir una ecuación de paridad de tasas de interés para cerrar el modelo, de modo que exista una relación directa entre las fluctuaciones del tipo de cambio y la tasa de interés en moneda nacional (interbancaria). Para tal efecto se asume que el mercado de fondos de encaje es descrito por las siguientes ecuaciones:

$$u_{FE} = -\alpha u_{INT} + \gamma v^e + v^d, \quad (3)$$

$$u_{FE} - u_{CC} = \beta u_{INT} + v^b, \quad (4)$$

$$u_{TC} = -\theta u_{INT} + v^e, \quad (5)$$

$$u_{CC} = \phi^d v^d + \phi^b v^b + \phi^e v^e + v^s. \quad (6)$$

La primera ecuación describe el comportamiento de la demanda por fondos de encaje (u_{FE}). Siguiendo el lineamiento estándar de la demanda por dinero, ésta se relaciona negativamente con la tasa de interés (u_{INT}), que representa el costo de oportunidad de mantener el dinero ($\alpha > 0$). Adicionalmente, existe una perturbación estructural de demanda por dinero que es completamente independiente (v^d). Por otro lado, el parámetro $\gamma > 0$ captura la sensibilidad de la demanda por fondos de encaje ante choques estructurales que provienen de motivos especulativos (v^e), como por ejemplo un cambio de portafolio.

La segunda ecuación representa la porción de fondos de encaje que los bancos optan por mantener como caja ($u_{FE} - u_{CC}$). Se asume en este caso que existe una relación directa con la tasa de interés interbancaria ($\beta > 0$).

La tercera ecuación representa la relación de paridad no cubierta de tasas de interés ($\theta > 0$). Es importante señalar la relevancia del término v^e , dado que representa choques exógenos a esta ecuación, que a su vez juegan un rol determinante en la demanda de reservas por motivos especulativos. Estos choques provienen de dos fuentes distintas: en primer lugar, se encuentra el choque de expectativas de depreciación, que proviene del mercado doméstico. En segundo lugar, se encuentran los choques en las tasas de interés internacionales, recordando que el diferencial de tasas de interés doméstica e internacional sirve como una aproximación de la depreciación esperada. En suma, a este conjunto de perturbaciones se le denomina “choques cambiarios”, que van a incidir directamente en el diseño de la política monetaria.

La última ecuación representa una suerte de regla de política. Es decir, es la porción de encaje que los bancos adquieren a través de las operaciones del BCRP que es, en este caso, la cuenta corriente que los bancos mantienen en el BCRP (u_{CC}). Estas operaciones dependen de los choques estructurales en el mercado interbancario, sin dejar de mencionar que se cuenta con una perturbación de política monetaria independiente (v^s), que es la que interesa identificar.

3 IDENTIFICACIÓN DEL MODELO Y ESCENARIOS DE POLÍTICA MONETARIA

El objetivo de este ejercicio es identificar choques de políticas monetaria y cambiaria. Para facilitar el análisis, se asumirá que el bloque de variables que representan al resto de la economía (Y_t) es modelado en forma recursiva (identificación *a la* Cholesky), dejando como agenda pendiente su posterior identificación estructural. El resto de variables macroeconómicas, por su parte, dependen de sí mismas

tanto en forma contemporánea como rezagada. Sin embargo, para efectos de identificar correctamente el sistema, se asumirá que estas variables solo dependen de las variables de política (P_t) en forma rezagada ($N_0 = 0$). Se espera que los cambios en variables de tipo financieras se reflejen en el resto de variables macroeconómicas (Y_t) con cierto rezago, lo cual es consistente con la evidencia empírica, en particular cuando se habla de acciones de política monetaria (ver Winkelried, 2004).

Como es usual en la literatura de modelos VAR estructurales, se procede a relacionar los residuos de la forma reducida u con los choques estructurales v , de tal forma que el sistema esté identificado. Sea u^p el grupo de residuos de la forma reducida asociados a las variables de política. De la especificación estructural expuesta se desprende que, omitiendo los subíndices de tiempo, estos se relacionan con las perturbaciones estructurales de la siguiente manera

$$u^p = (I - G_0)^{-1} B^p v^p \quad \Rightarrow \quad (I - G_0)u^p = B^p v^p, \quad (7)$$

que corresponde a un sistema VAR estructural (SVAR) estándar. De la ecuación (7) y del sistema (3) - (6) se tiene que (ver Anexo A)

$$(I - G_0)^{-1} B^p = \begin{bmatrix} \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \left(\frac{\beta}{\alpha} + \phi^d \right) & \frac{\alpha(1 + \phi^b)}{\alpha + \beta} & \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \left(\frac{\gamma\beta}{\alpha} + \phi^e \right) & \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \\ \phi^d & \phi^b & \phi^e & 1 \\ \frac{\theta(\phi^d - 1)}{\alpha + \beta} & \frac{\theta(1 + \phi^b)}{\alpha + \beta} & \frac{\theta(\phi^e - \gamma)}{\alpha + \beta} + 1 & \frac{\theta}{\alpha + \beta} \\ -\frac{\phi^d - 1}{\alpha + \beta} & -\frac{1 + \phi^b}{\alpha + \beta} & -\frac{\phi^e - \gamma}{\alpha + \beta} & -\frac{1}{\alpha + \beta} \end{bmatrix}. \quad (8)$$

Los choques en v son no observables y por tanto son los que se buscan identificar a través del modelo del mercado interbancario propuesto en la sección anterior. Este sistema puede ser estimado por métodos conocidos (ver Anexo B) para luego recuperar los mencionados choques estructurales.

La ecuación (7) puede ser invertida de tal manera que es posible recuperar los choques estructurales de política. En particular, el choque v^s corresponde a

$$v^s = -(\phi^b + \phi^d)u_{FE} + (\phi^b + 1)u_{CC} + (\gamma\phi^d - \phi^e)u_{TC} + (\beta\phi^b - \alpha\phi^d + \theta(\gamma\phi^d - \phi^e))u_{INT}, \quad (9)$$

y representa la posición de política monetaria. Por ello esta relación servirá para recuperar dicho indicador de manera empírica. Sin embargo, a partir de esta ecuación ya es posible caracterizar los posibles escenarios de política monetaria, enfocándose principalmente en la meta operativa o instrumento de política. De momento, la posición de política monetaria es una combinación lineal de todos los instrumentos disponibles. No obstante, es posible caracterizar diferentes escenarios sobre la base del instrumento específico para conducir la política monetaria, lo cual se describe a continuación.

Escenario de tasas de interés

Si el Banco Central fija como meta operativa la tasa de interés interbancaria, ello implicaría que el choque de política monetaria sería determinado solamente por dicha variable, en cuyo caso se tendría que $v^s = \kappa u_{INT}$. Para ello sería necesario asumir en (9) que $\phi^b = -1$, $\phi^d = -\phi^b$ y $\phi^e = \gamma\phi^d$, de modo que κ es determinado como consecuencia de estos supuestos. Este escenario sería consistente con la meta operativa de tasa de interés que el BCRP fija desde el año 2003.

Escenario de cuenta corriente

Si el Banco Central fija como meta operativa la cuenta corriente de los bancos en el BCRP, se tendría de manera similar al escenario anterior, es decir que $v^s = \kappa u_{CC}$. Para ello sería necesario asumir en (9) que $\phi^d = -\phi^b$, $\phi^e = \gamma\phi^d$ y $\alpha = -\beta$. Este escenario sería consistente con el diseño de política monetaria del BCRP hacia inicios de la adopción del régimen de metas de inflación en el año 2002.

Escenario de fondos de encaje

Si el Banco Central fija como meta operativa los fondos de encaje totales, se tendría que $v^s = \kappa u_{FE}$. Para ello sería necesario asumir en 9 que $\phi^b = -1$, $\phi^e = \gamma\phi^d$ y $\beta\phi^b = \alpha\phi^d$. Este escenario sería consistente con el diseño de política monetaria del BCRP en el periodo de reducción de inflación a rangos internacionales en la década de los 90.

Escenario de tipo de cambio

Si el Banco Central fija como meta operativa el tipo de cambio, se tendría que $v^s = \kappa u_{TC}$. Para ello sería necesario asumir en (9) que $\phi^b = -1$, $\phi^d = -\phi^b$ y $\alpha = -\beta$. Este escenario no es consistente con el diseño de política monetaria del BCRP en ninguno de los episodios luego del año 1990, dado que se tomó como ancla nominal la base monetaria (Armas y otros, 2001).

Escenario conservador

Los escenarios descritos son relevantes para episodios específicos en el diseño de la política monetaria en el Perú. En particular, se sabe que en el periodo de reducción de la inflación a partir de 1991, el BCRP implementó sus acciones de política monetaria bajo un esquema de control de agregados monetarios (Armas y otros, 2001). Es por esta razón que se busca que el modelo descrito sea lo más general posible, dado que la muestra analizada comprende parte de este periodo de control de agregados y fondos de encaje. Asimismo, debido a la presencia de dolarización financiera en la economía peruana, el BCRP ha intervenido ocasionalmente en el mercado cambiario, con el objetivo de reducir la volatilidad excesiva de esta variable, dados los riesgos que implican estas fluctuaciones (Armas y Grippa, 2006).

En suma, todos los instrumentos de política descritos (fondos de encaje, tipo de cambio y tasa de interés) han sido utilizados en partes de la muestra analizada. Por ello, siguiendo a Bernanke y Mihov (1998),⁴ se adoptará este escenario conservador como base para la estimación del modelo, de tal manera que permita utilizar toda la muestra (datos mensuales de 1995.10 a 2009.04) sin necesidad de tomar en cuenta el cambio de instrumento objetivo (de agregados a tasa de interés).

El subsistema tiene 11 parámetros desconocidos, incluyendo las 4 varianzas de los choques estructurales $\Theta = (\alpha \ \beta \ \theta \ \gamma \ \phi^d \ \phi^b \ \phi^e \ \sigma_d^2 \ \sigma_b^2 \ \sigma_e^2 \ \sigma_s^2)'$. Dado que Θ es de 11×1 , y que el subsistema es de 4 variables (10 parámetros de forma reducida) entonces es necesario restringir al menos el valor de uno de estos parámetros, de tal manera que el sistema quede exactamente identificado.

En la práctica el nivel promedio de caja es relevante para el periodo de encaje siguiente⁵, lo que sugiere que no existe relación contemporánea entre estas dos variables. De esta forma, el componente de caja de

⁴ Estos autores caracterizan diversos escenarios en donde la estrategia de identificación se enfoca en un instrumento en particular, y restringen la muestra para el periodo en donde se tiene evidencia de un manejo de la política monetaria asociado al instrumento en mención. Para mayores detalles ver Bernanke y Mihov (1998).

⁵ Ver Circulares BCRP relacionadas con las disposiciones de encaje en moneda nacional.

los fondos de encaje sería completamente autónomo, es decir una perturbación estructural independiente (v^b), lo cual no implica que el BCRP no lo tomará en cuenta al momento de realizar sus operaciones de mercado abierto. En este caso se aplicará sin pérdida de generalidad en (9) la restricción

$$\beta = 0. \tag{10}$$

Bajo (10), las expresiones (7) y (8) implican que

$$\begin{bmatrix} u_{FE} \\ u_{CC} \\ u_{TC} \\ u_{INT} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi^d & 1 + \phi^b & \phi^e & 1 \\ \phi^d & \phi^b & \phi^e & 1 \\ \frac{\theta(\phi^d - 1)}{\alpha} & \frac{\theta(1 + \phi^b)}{\alpha} & \frac{\theta(\phi^e - \gamma)}{\alpha} + 1 & \frac{\theta}{\alpha} \\ -\frac{\phi^d - 1}{\alpha} & -\frac{1 + \phi^b}{\alpha} & -\frac{\phi^e - \gamma}{\alpha} & -\frac{1}{\alpha} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v^d \\ v^b \\ v^e \\ v^s \end{bmatrix}. \tag{11}$$

En términos del sistema en su totalidad, es decir tomando en cuenta las siete variables que lo conforman, recordar que el bloque de variables del resto de la economía esta modelado por una especificación recursiva à la Cholesky, lo cual indica que este otro subsistema se encuentra exactamente identificado. Además, la restricción que señala que las variables del resto de la economía no reaccionan contemporáneamente ante choques en las variables de política ($N_0 = 0$) basta para completar de identificar el sistema de siete variables. Ver Anexo A.

4 RESULTADOS

Parámetros estimados

Sobre la base de lo expuesto en el apartado anterior, a continuación se presentan los resultados en el Cuadro 2. Principalmente se puede apreciar que los parámetros estructurales relevantes para el mercado interbancario son bastante significativos a excepción de los correspondientes a la regla de política. A pesar de ello, todos los parámetros presentan los signos esperados, lo cual indica que la autoridad monetaria responde como se esperaba ante los choques identificados.

Por un lado, la respuesta ante choques de demanda de dinero (ϕ^d) y de mayor demanda por caja (ϕ^b) indican que existe el interés del Banco Central por proveer la liquidez necesaria, a fin de evitar presiones sobre la tasa de interés interbancaria. Por otro lado, con respecto a la respuesta ante choques cambiarios (ϕ^e), el signo positivo refleja el efecto de las intervenciones cambiarias. Esto es, un choque depreciatorio de gran magnitud llevaría al Banco Central a intervenir en posición vendedora, reduciendo

CUADRO 2. Parámetros estimados

Parámetro	Media	Desviación estándar	Estadístico z	Valor p
α	0.3509	0.0022	160.6644	0.0000
θ	0.4332	0.0853	5.0806	0.0000
ϕ^d	0.7388	1.0533	0.7014	0.2415
ϕ^b	0.1280	0.2459	0.5206	0.3013
ϕ^e	0.0449	0.7553	0.0595	0.4763
γ	0.6578	0.1366	4.8146	0.0000

CUADRO 3. Parámetros estimados por submuestras

Parámetro	1995.10 - 2001.12	2002.01 - 2009.04	1995.10 - 2009.04
α	0.3022	0.4844	0.3509
θ	0.4032	0.6790	0.4332
ϕ^d	0.6234	0.9216	0.7388
ϕ^b	0.1696	0.2006	0.1280
ϕ^e	0.0387	0.0290	0.0449
γ	0.6356	0.8047	0.6578

de esta forma la oferta de fondos líquidos en nuevos soles. Sin embargo, es importante notar que el coeficiente es de menor magnitud que ϕ^d . Este resultado estaría expresando que prevalecen las acciones de política monetaria sobre las de política cambiaria, es decir estas acciones se efectúan teniendo cuidado de no desviarse del objetivo principal que es la inflación, pero que sin embargo también es el reflejo de la necesidad de suavizar las fluctuaciones del tipo de cambio en un contexto de alto grado de dolarización financiera.

Conviene revisar la estabilidad de los parámetros estimados ante un cambio de régimen en la política monetaria, de tal manera que se pueda apreciar el efecto de la adopción del esquema de metas explícitas de inflación. Con este objetivo, se toma como punto de quiebre la fecha de adopción de este esquema y se realiza el procedimiento de estimación para estas submuestras.

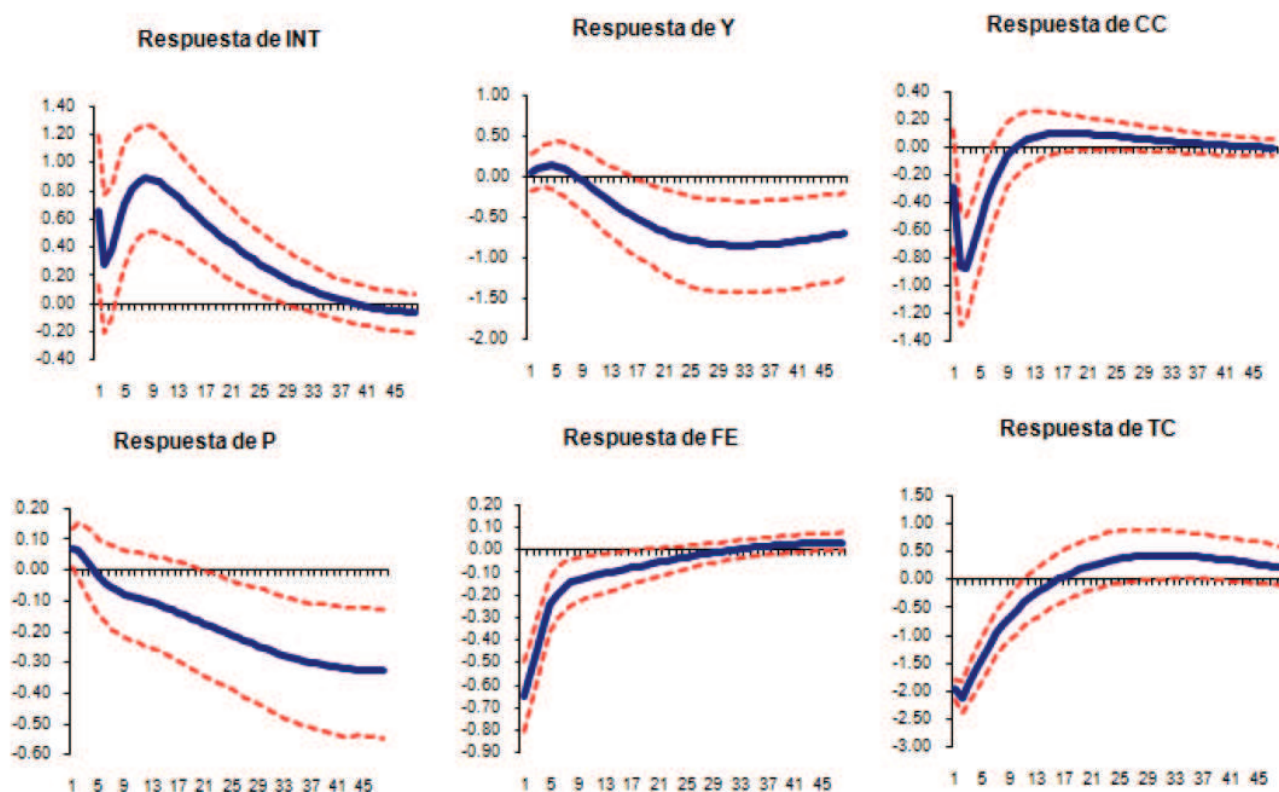
Las estimaciones del Cuadro 3 muestran una mayor sensibilidad de la demanda por dinero (α) ante la tasa de interés en el nuevo régimen, lo que estaría relacionado con la adopción de la tasa de interés interbancaria como principal instrumento para la ejecución de la política monetaria. En general, los coeficientes son más altos para el caso del segundo régimen a excepción del parámetro de intervención ϕ^e . Lo primero implica que los mecanismos de transmisión, tanto monetario como cambiario, se ven reforzados ante una mayor credibilidad de la política monetaria, relacionada con el mencionado cambio de régimen. Por otro lado, la reducción del coeficiente ϕ^e , y el paralelo incremento en ϕ^d y ϕ^b exhiben una tendencia de las operaciones monetarias hacia atender la demanda por dinero en moneda nacional, mas no en intervenir en el mercado cambiario, en relación al regimen anterior. Se puede concluir que el nuevo régimen de política monetaria, conocido como el esquema de metas de inflación, ha contribuido a reforzar el papel de la política monetaria en la determinación del equilibrio en el mercado interbancario.

Choque monetario

Como se muestra en el Gráfico 1 (p. 51), una contracción monetaria ($v^s = -1$) desacelera la actividad económica y reduce el nivel de precios a largo plazo pero con cierto rezago, de lo que se desprende que a pesar de tener un alto grado de dolarización financiera existe espacio para una política monetaria independiente, y que también sugiere la presencia de rigideces nominales. La razón por la cual estos efectos se podrían apreciar como no estacionarios está en el hecho de que se utilizaron estas variables en niveles a pesar de ser integradas. No obstante, la función de verosimilitud se encuentra bien comportada y los residuos estructurales son estacionarios. Al respecto, Sims y otros (1990) señalan que esto es posible siempre y cuando la distribución de los parámetros estimados sea asintóticamente estacionaria. Si este es el caso, la transformación en primeras diferencias o la estimación de relaciones de cointegración se vuelve innecesaria.

Por su parte, la reacción negativa sistemática de los fondos de encaje totales (FE) y de la cuenta corriente (CC) reflejan la generación de una mayor demanda por fondos de encaje dado este efecto

GRÁFICO 1. Choque contractivo de política monetaria



NOTAS: El eje horizontal mide el número de períodos (en meses) luego del choque (que ocurre en el periodo 0). Las líneas punteadas son bandas de confianza de 16 y 84 por ciento, estimadas vía *bootstrap* utilizando 1000 replicaciones.

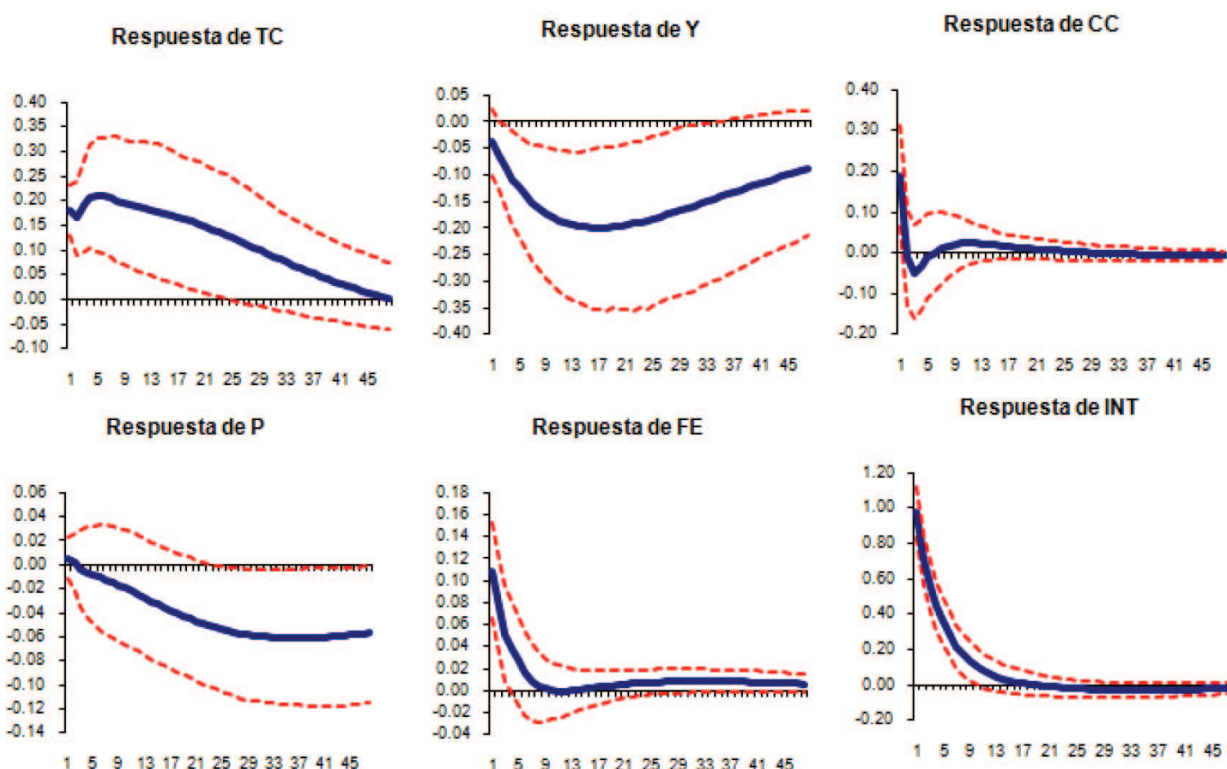
contractivo. Es decir, se observa un efecto liquidez tradicional. Es importante señalar que, en el caso de la reacción negativa del tipo de cambio, se está apreciando el poder relativo de las acciones de política monetaria para amortiguar la volatilidad del tipo de cambio en el muy corto plazo ante episodios de alta incertidumbre, recordando que es importante suavizar estas fluctuaciones en vista del alto grado de dolarización financiera presente. En el mediano plazo se observa una reversión en este efecto, que sin embargo no es significativa.

Choque cambiario

El Gráfico 2 (p. 52) muestra que luego de un choque cambiario ($v^e = 1$) se observa una respuesta positiva de la tasa de interés del mercado interbancario, en vista de la mayor incertidumbre generada por la volatilidad cambiaria. Los bancos comerciales presionan al alza las tasas de interés en entornos inciertos, castigando de esta forma al mercado local. Esta respuesta se presenta de la siguiente forma: ante mayor volatilidad cambiaria se genera un aumento en la demanda por dólares, que a su vez incrementa la demanda transaccional por fondos en nuevos soles, ya que para adquirir dólares en el mercado cambiario se requieren nuevos soles. Ello estaría reflejando el deseo de cambio de portafolio de los bancos.⁶ En este contexto el Banco Central interviene el mercado proveyendo de mayor liquidez en dólares a la banca, lo cual reduce los fondos de encaje en soles en exceso.

⁶ La mayor demanda por dólares puede darse tanto en el mercado al contado (*spot*) como en el mercado *forward* de ventas.

GRÁFICO 2. Choque cambiario



NOTA: Ver notas al Gráfico 1.

Posteriormente, cubierta la demanda por dólares, se genera ahora una mayor demanda por soles que presiona al alza la tasa de interés interbancaria. Por ello, para revertir estos efectos, el Banco Central inyecta liquidez en soles mediante operaciones de reporte (repos) para lo cual los bancos necesitarán contar con garantías (principalmente CDBCRP) suficientes para acceder a dichas operaciones de mercado abierto. De lo contrario, deberá optarse por los préstamos interbancarios, incrementándose la demanda por estos y por tanto presionando aún más al alza las tasas de interés. De esta forma, el Banco Central neutraliza los efectos de la intervención en el mercado interbancario.

Adicionalmente, se observa que este choque cambiario desacelera la actividad económica, aunque no de manera muy significativa. Esto puede estar reflejando la posible dominancia de un canal de hoja de balance, sobre el cual choques depreciatorios terminan por contraer la actividad económica (Rossini y Vega, 2007). Asimismo, choques depreciatorios no tienen un efecto determinante sobre el nivel de precios, lo que es consistente con las estimaciones de *pass-through* para la economía peruana, que señalan que en general no hay un efecto significativo del tipo de cambio a precios (Miller, 2003; Winkelried, 2003).

Momentos condicionales de segundo orden

El análisis de correlaciones entre series macroeconómicas suele ser el primer paso para la construcción de un modelo estructural. Sin embargo, con frecuencia se observa que los momentos no condicionales entre estas variables no presentan el signo apropiado, o el que señala la intuición o las teorías comúnmente utilizadas. Ante dicha dificultad surge el concepto de correlaciones condicionadas, desarrollado por Gali (1999), que señala que sobre la base de un modelo estructural correctamente identificado, las correlaciones entre variables macroeconómicas se encuentran sujetas al tipo de choque presente en la economía

CUADRO 4. Correlaciones condicionales

Variables	Choque de política monetaria	Choque cambiario
y_t, p_t	0.948	0.924
y_t, tc_t	-0.213	-0.940
int_t, tc_t	-0.559	0.611
fe_t, int_t	-0.656	0.964

agregada. Es decir, los signos de estos momentos deberán reflejar la correlación de las funciones de respuesta ante cada choque y deberán ser intuitivamente correctos. Con este panorama mucho más claro, se entiende que el análisis de momentos estadísticos no condicionales corresponde a la forma reducida del modelo, y que la forma correcta de analizar comovimientos entre variables es, una vez estimada, la forma estructural del modelo.

Se estudian dos casos en el Cuadro 4: choques de política monetaria y choques cambiarios. Es importante mencionar que lo que se busca con este ejercicio es capturar las correlaciones de corto plazo entre variables, por lo que se parte del análisis de funciones de respuesta al impulso con un horizonte de 24 meses. Los resultados de este ejercicio muestran lo siguiente:

- La correlación entre el producto y precios es la esperada (positiva) según la teoría bajo un choque de política monetaria estándar. Bajo un choque cambiario se observa un efecto similar.
- La correlación entre producto y tipo de cambio es negativa bajo ambos choques, lo que estaría relacionado al mencionado efecto de hoja de balance.
- La correlación entre tipo de cambio y tasas de interés es negativa para el caso de paridad no cubierta, pero es positiva para el caso en que el choque cambiario ocurre en primera instancia, dado que genera presiones sobre la tasa de interés ante el efecto de cambio de portafolio descrito anteriormente.
- Finalmente, la correlación entre fondos de encaje y tasas de interés es negativa en el caso de un choque contractivo de política, lo cual refleja un efecto liquidez tradicional. En el caso del choque cambiario la relación es positiva, al generarse un exceso de demanda por fondos líquidos en soles. La tenencia de soles (por un cambio de portafolio) genera presiones al alza sobre la tasa de interés interbancaria.

Posición de política monetaria

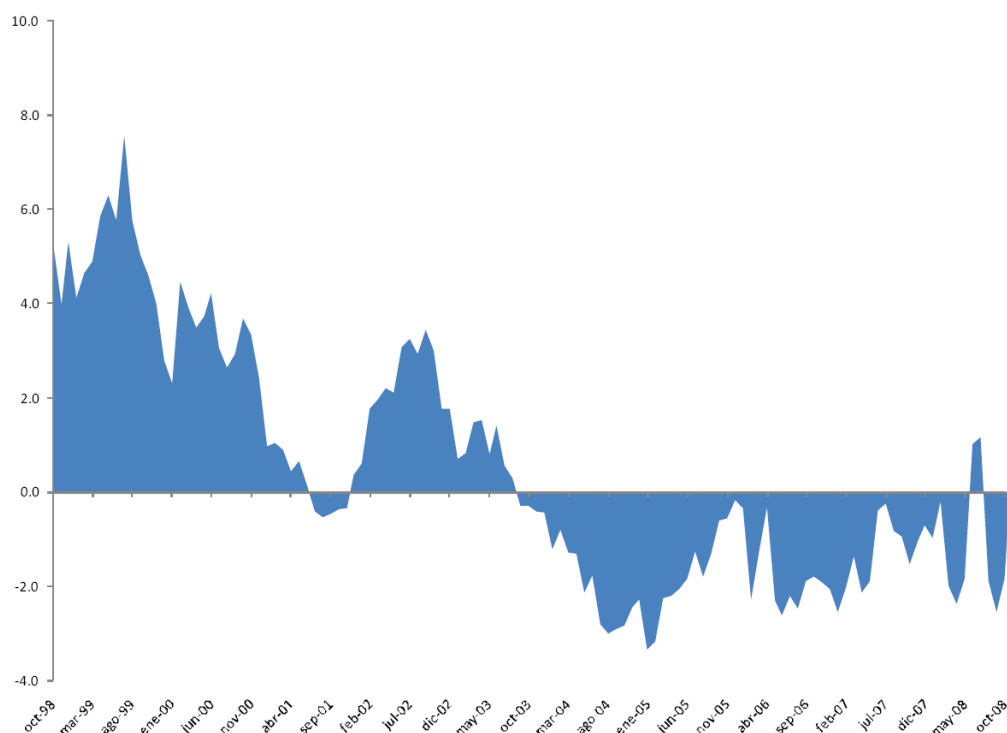
Este segundo ejercicio tiene como objetivo hallar un indicador de la posición de política monetaria, teniendo en cuenta que el BCRP utiliza varios instrumentos a lo largo de la muestra analizada. De esta forma, surge la necesidad de contar con un indicador histórico de esta posición de política, que comprenda el periodo de control de agregados (hasta 2002) y la posterior adopción de la tasa de interés de referencia como meta operativa del BCRP (a partir de setiembre 2003). Es necesario controlar por las eventuales intervenciones del BCRP en el mercado cambiario, así como cambios en los requerimientos de encaje a lo largo de la muestra.

Para lograr este objetivo se retoma la ecuación del choque de política monetaria (9) y se combinan con la ecuación (10), de tal manera que se obtiene

$$v^s = -(\phi^b + \phi^d)u_{FE} + (\phi^b + 1)u_{CC} + (\gamma\phi^d - \phi^e)u_{TC} - (\alpha\phi^d - \theta(\gamma\phi^d - \phi^e))u_{INT}. \quad (12)$$

Utilizando los parámetros estimados en esta ecuación, se reemplazan los choques de la forma reducida por las series utilizadas en el VAR, de donde proviene el indicador presentado en el Gráfico 3 (p. 54).

Es conveniente señalar que un valor positivo (negativo) de este indicador está relacionado con una

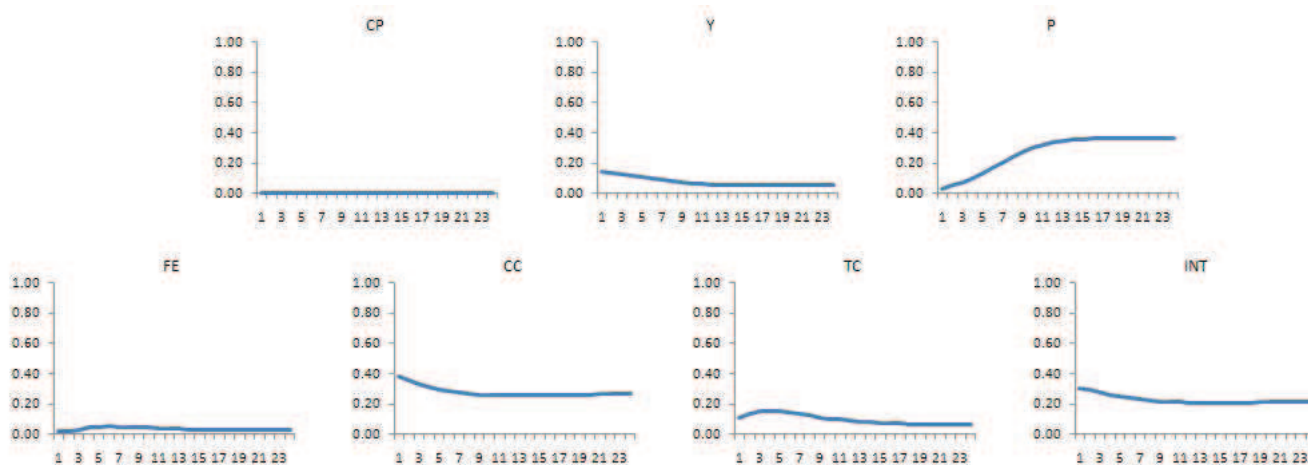
GRÁFICO 3. *Posición de política monetaria del BCRP*

política monetaria contractiva (expansiva). Además, siguiendo a Bernanke y Mihov (1998), este indicador fue normalizado mediante el uso de promedios móviles de 36 meses. Los resultados muestran una política monetaria marcadamente contractiva desde 1998, relacionada con el efecto de las crisis internacionales (crisis Asiática en 1997, Rusa en 1998 y Brasileña en 1999), así como por el efecto recesivo del Fenómeno del Niño desde fines de 1997. Cabe mencionar que, como se señala en Armas y otros (2001), el BCRP se encontraba en la etapa de reducción de inflación hacia un dígito.

Posteriormente, contando el Perú con una inflación cercana a cero y con la adopción del régimen de metas explícitas de inflación, la política monetaria se tornó más expansiva hasta fines del año 2007. Ello llevó al cumplimiento de la meta de inflación en casi todos los años siguientes a la adopción de este esquema. Después, desde la segunda mitad de 2007, la política monetaria se tornó mucho más cauta, fijándose principalmente en el cumplimiento de la meta de inflación, pero también enfrentando choques externos de inflación de alimentos, de petróleo y de la crisis financiera internacional, que lo llevaron a una postura contractiva a inicios del año 2008. Hacia la segunda mitad de ese mismo año la situación se revierte, al entrar en un clima de desaceleración y reducción del nivel general de precios, lo que llevó a adoptar una postura expansiva hacia fines de 2008.

Descomposición de varianza

La contribución de los choques monetarios y cambiarios a la varianza del error de proyección de la tasa de interés interbancaria es relevante. Esto sugiere que a pesar de tener un mecanismo de transmisión de política monetaria tradicional condicional a la ausencia de choques cambiarios, estos de igual manera juegan un rol importante en la determinación del equilibrio del mercado monetario. Del Gráfico 4 (p. 55) se desprende que los choques cambiarios (TC) llegan a explicar cerca del 20 por ciento de esta varianza en el corto plazo (entre uno y dos trimestres).

GRÁFICO 4. Descomposición de varianza del error de predicción de la tasa de interés

NOTA: El eje horizontal mide el número de períodos en meses.

Análisis de robustez

Esta sección utiliza mediciones alternativas para las variables contempladas en el modelo econométrico. El objetivo de este ejercicio es estudiar la sensibilidad de los resultados ante cambios en estas mediciones. En particular, se enfoca en el análisis de las funciones de impulso respuesta como variable de control para evaluar los resultados de esta extensión:

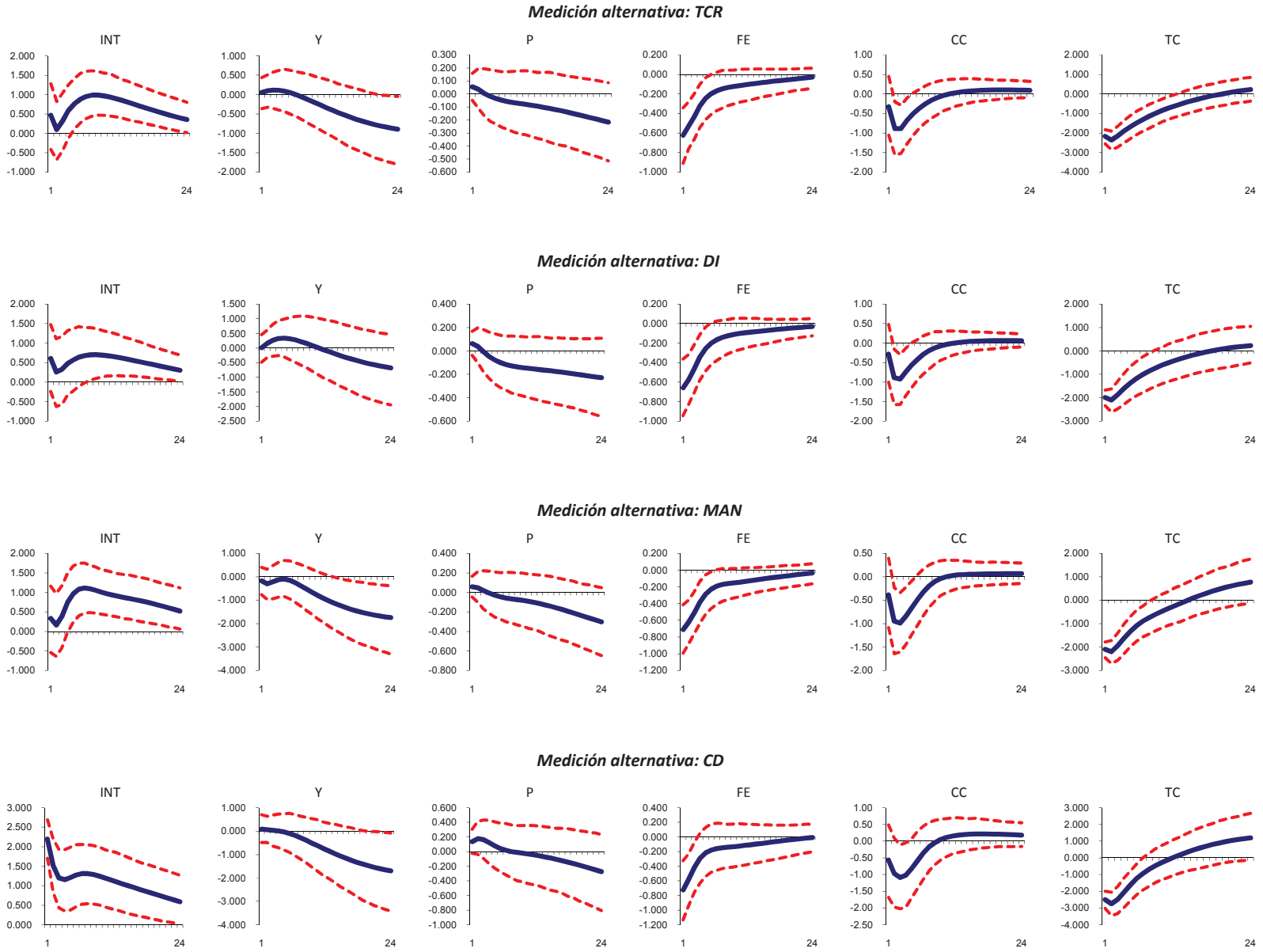
- En primer lugar, se utiliza al índice de tipo de cambio real bilateral (TCR, base diciembre 2001) como medida alternativa de tipo de cambio.
- Como mediciones alternativas del producto se considera los índices de demanda interna (DI, base 1994) o de manufactura no primaria (MAN, base 1994).
- Finalmente, como alternativa a la tasa de interés interbancaria se utiliza la tasa de interés del saldo de CDBCRP (CD, el promedio ponderado de las tasas de colocaciones por su respectivo plazo residual).

Respecto al choque monetario (ver Gráfico 5, p. 56), se observa un mecanismo de transmisión similar al modelo base en cada uno de los primeros cuatro escenarios. Sin embargo, se aprecian diferentes matices. En el caso del modelo de la tasa de interés de los CDBCRP, la reacción de esta tasa de interés es ligeramente mayor a la de la tasa de interés interbancaria.

En el caso del choque cambiario (ver Gráfico 6, p. 57), los cuatro modelos describen un mecanismo similar al modelo de base, al menos de manera cualitativa. Ello indica que el resultado inicial es robusto a cambios en las principales variables del modelo.

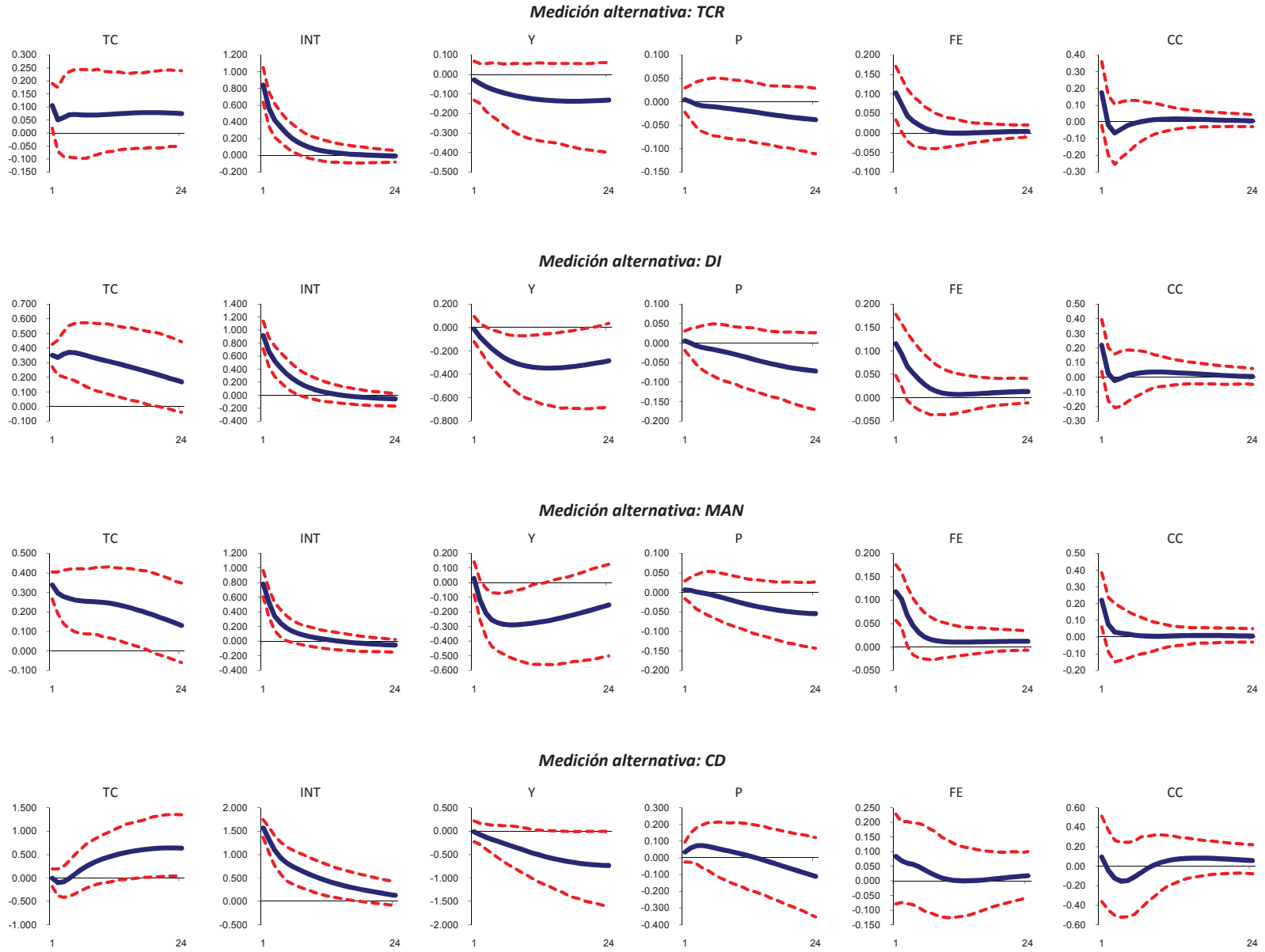
Se concluye que los mecanismos de transmisión exhibidos en este documento, tanto de choques monetarios como externos, son robustos a cambios en la medición de las variables principales del modelo.

GRÁFICO 5. Respuestas a choque monetario



NOTA: Ver notas al Gráfico 1.

GRÁFICO 6. Respuestas a choque cambiario



NOTA: Ver notas al Gráfico 1.

5 CONCLUSIONES

Este trabajo resalta la importancia de una apropiada identificación de los choques de política monetaria como pre-requisito para medir apropiadamente los mecanismos de transmisión de política monetaria en economías parcialmente dolarizadas como la peruana. La correlación no condicionada positiva que se observa en este tipo de economías entre movimientos en la tasa de interés de corto plazo y el tipo de cambio no refleja necesariamente la inexistencia de un mecanismo de transmisión de la política monetaria de tasas de interés, sino la presencia simultánea de otros choques asociados al mercado cambiario con los choques de política monetaria.

Tal como ilustran los resultados de este documento, cuando se tiene en cuenta la reacción endógena del Banco Central a los choques cambiarios - debido por ejemplo a que éste busca evitar fluctuaciones excesivas en el tipo de cambio - y la de los propios bancos - que incrementan su demanda por moneda doméstica en respuesta a expectativas de depreciación, no para mantener mayores fondos en moneda doméstica sino como un medio transaccional para adquirir activos en moneda extranjera - entonces los choques monetarios se transmiten en economías parcialmente dolarizadas de manera similar a lo que se observa en economías sin dolarización parcial.

En particular, se encuentra que ante un choque expansivo de política monetaria, las tasas de interés de corto plazo se reducen, la demanda por fondos líquidos de los bancos se incrementa, el tipo de cambio se deprecia, y aumentan el producto y la inflación. Asimismo, se encuentra que una diferencia relevante entre economías con dolarización y sin dolarización parcial es la importancia que tienen los choques cambiarios para explicar la volatilidad de las tasas de interés, siendo más importantes para el caso de economías dolarizadas. Asimismo, se encuentra que ante un choque cambiario que genera una depreciación nominal, las tasas de interés suben, la demanda de fondos líquidos en moneda nacional de los bancos se incrementa, el producto cae (reflejando potenciales efectos contractivos de una depreciación en economías dolarizadas) y la inflación aumenta.

Finalmente, la medición de la política monetaria que se obtiene del modelo es consistente con aquella que se desprende de las notas informativas del Banco Central que identifican un periodo de estímulo monetario desde el año 2002 hasta el 2007, y un proceso de reversión en el 2008.

ANEXO A: CARACTERIZACIÓN E IDENTIFICACIÓN DEL SISTEMA

Considere las ecuaciones (1) y (2). Luego, se relacionan los choques de la forma reducida con aquellos que pertenecen a la forma estructural:

$$u^y = F_0 u^y + N_0 u^p + B^y v^y \quad y \quad u^p = T_0 u^y + G_0 u^p + B^p v^p. \quad (13)$$

El sistema contiene siete variables, lo que implica que la forma reducida tiene $7 \times 8/2 = 28$ parámetros. Son necesarias 21 restricciones para que el sistema se encuentre exactamente identificado.

En primer lugar, se observan las variables del resto de la economía (Y_t). Se estableció anteriormente el supuesto de que estas no reaccionan contemporáneamente a cambios en las variables de política, con ello se fijó $N_0 = 0_{4 \times 3}$. Como resultado, este bloque es completamente autónomo. Por simplicidad, se modela este bloque de la economía en forma recursiva (Cholesky). Con ello,

$$(I - F_0)u^y = B^y v^y \Rightarrow A^y u^y = B^y v^y \Rightarrow u^y = (A^y)^{-1} B^y v^y,$$

donde las matrices que describen las relaciones contemporáneas son

$$A^y \equiv (I - F_0) = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{bmatrix} \quad y \quad B^y = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}.$$

Por su parte, el subsistema de variables de política viene representado por la ecuación (7), siendo los vectores $u^p = [u_{FE} \ u_{CC} \ u_{ER} \ u_{INT}]'$ y $v^p = [v^d \ v^b \ v^e \ v^s]'$. En este caso, las matrices que describen las relaciones contemporáneas entre estas variables vienen dadas por

$$A^p \equiv (I - G_0) = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \alpha \\ 1 & -1 & 0 & -\beta \\ 0 & 0 & 1 & \theta \\ 0 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad y \quad B^p = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \gamma & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ \phi^d & \phi^b & \phi^e & 1 \end{bmatrix}.$$

Resolviendo en (7) para los choques de la forma reducida se llega a $u^p = (I - G_0)^{-1} B^p v^p$. Luego, las ecuaciones en 13 se pueden expresar de la siguiente forma

$$(I - F_0)u^y = B^y v^y \quad y \quad -T_0 u^y + (I - G_0)u^p = B^p v^p,$$

o de manera más compacta $Au = Bv$,

$$\begin{bmatrix} (I - F_0) & 0_{4 \times 3} \\ -T_0 & (I - G_0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u^y \\ u^p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B^y & 0_{4 \times 3} \\ 0_{3 \times 4} & B^p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v^y \\ v^p \end{bmatrix}$$

donde

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 & \alpha \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & 1 & -1 & 0 & -\beta \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & 0 & 0 & 1 & \theta \\ a_{71} & a_{72} & a_{73} & 0 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad y \quad B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & \gamma & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \phi^d & \phi^b & \phi^e & 1 \end{bmatrix}.$$

ANEXO B: ESTIMACIÓN DEL MODELO VAR

Sea $Z_t = [Y_t' P_t']'$ de modo que el sistema descrito en el apartado anterior puede expresarse como $AZ_t = \Phi \tilde{X}_t + Bv_t$, $\Phi \tilde{X}_t = \sum_{i=1}^p A_i Z_{t-i} + A_X X_t$ y donde X_t son variables exógenas al modelo.

El sistema VAR estructural será estimado en dos etapas, donde la primera consistirá en obtener los residuos de la forma reducida mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Posteriormente, a partir de la matriz de covarianzas de los residuos de la forma reducida se procederá a recuperar los parámetros estructurales del modelo mediante un procedimiento de Máxima Verosimilitud.

Forma reducida

Sean $\Phi_r \tilde{X}_t = \sum_{i=1}^p A^{-1} A_i Z_{t-i} + A^{-1} A_X X_t$ y $C_0^{-1} = A^{-1} B$, la forma reducida del modelo viene dada por

$$Z_t = \Phi_r \tilde{X}_t + u_t \quad \text{donde} \quad u_t \sim N(0, \Sigma) \quad (14)$$

donde u_t es definido en 7. Este sistema puede ser estimado mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) e inclusive cada ecuación puede ser estimada por separado, dado que se demuestra que este procedimiento es consistente con un estimador de mínima varianza (Hamilton, 1994, cap. 11).

Forma estructural

Sea la función de log-verosimilitud asociada al término de error de la forma reducida:

$$L = -\frac{Tk}{2} \log(2\pi) - \frac{T}{2} \log(|\Sigma|) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T u_t' \Sigma^{-1} u_t. \quad (15)$$

Es necesario que esta tenga como argumentos los parámetros estructurales del modelo. La varianza del término de error en la forma reducida se puede expresar en términos de parámetros de la forma estructural,

$$\text{var}(u_t) = \Sigma = C_0^{-1} \text{var}(v_t) (C_0^{-1})' = C_0^{-1} D (C_0^{-1})', \quad (16)$$

donde $D = \text{diag}(\sigma_{cp}^2, \sigma_y^2, \sigma_p^2, \sigma_d^2, \sigma_b^2, \sigma_e^2, \sigma_s^2)$. Con ello la función de log-verosimilitud pasa a ser

$$L = -\frac{Tk}{2} \log(2\pi) - \frac{T}{2} \log(|C_0^{-1} D (C_0^{-1})'|) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T [Z_t - \Phi_r \tilde{X}_t]' [C_0^{-1} D (C_0^{-1})']^{-1} [Z_t - \Phi_r \tilde{X}_t].$$

Sea $\hat{\Sigma}$ el estimador de Σ en la forma reducida. Al utilizar la información obtenida en el primer paso y al efectuar algunas transformaciones

$$L(A, B) = -\frac{Tk}{2} \log(2\pi) - \frac{T}{2} \log(|C_0^{-1} D (C_0^{-1})'|) - \frac{T}{2} \text{traza} \{ [C_0^{-1} D (C_0^{-1})']^{-1} \hat{\Sigma} \}.$$

Así, las condiciones de primer orden del problema de maximización de L son

$$\max_{\Xi} (L) \quad \Rightarrow \quad \hat{\Sigma} = C_0^{-1} D (C_0^{-1})' = (A^{-1} B)^{-1} D ((A^{-1} B)^{-1})', \quad (17)$$

donde Ξ es el vector que contiene los parámetros libres de A , B y D . Este procedimiento se conoce como Máxima Verosimilitud con Información Completa (*FIML: Full Information Maximum Likelihood*).

ANEXO C: DATOS UTILIZADOS

El modelo VAR estructural expuesto consta de siete variables, las cuales se subdividen en cuatro de política y tres del resto de la economía. El periodo muestral utilizado abarca desde octubre de 1995 hasta abril de 2009 ⁷. La información fue tomada del sitio web del BCRP.

En el caso de las variables de política (P_t) se encuentran:

- fe_t : Demanda total por fondos de encaje. Se utilizó la series de fondos de encaje en moneda nacional (promedio mensual), que incluye tanto datos de caja como de cuenta corriente en el Banco Central. Los datos se encontraban en millones de nuevos soles, por lo que fue necesario normalizarlos con un promedio móvil de seis meses.
- cc_t : Demanda total por cuenta corriente (fondos adquiridos principalmente a través de operaciones de mercado abierto). Es el saldo de la cuenta corriente que los bancos comerciales mantienen en el Banco Central. Dado que los datos se encontraban en millones de nuevos soles, se procedió la normalización mediante promedios móviles de seis meses, al igual que la serie anterior.
- tc_t : Tipo de cambio nominal. Se utilizó el tipo de cambio interbancario promedio venta (promedio mensual) y se tomó logaritmos.
- int_t : Tasa de interés *overnight* del mercado interbancario. Se utilizó la tasa de interés interbancaria para préstamos interbancarios en soles a un día.

De igual forma, las variables del resto de la economía (Y_t) vienen dadas por:

- cp_t : Precios de *commodities* a nivel internacional. Índice para precios de *commodities* del Down Jones.
- y_t : Producto bruto interno real desestacionalizado, base 1994. Dato publicado por el INEI y el BCRP.
- p_t : Índice de precios al consumidor de Lima Metropolitana base 2001. Dato publicado por el INEI y el BCRP.

Como se puede apreciar, las series son introducidas al modelo sin ser diferenciadas a pesar de que se sabe que varias de ellas cuentan con una raíz unitaria. Se argumenta que la estimación de un VAR en primeras diferencias si bien es consistente, no permite apreciar la verdadera dinámica que existe entre las series que participan del modelo, por lo que algunos autores sugieren ciertas medidas alternativas para contrarrestar esta dificultad:

- A pesar de la inclusión de variables no estacionarias en el modelo, la estimación del modelo es consistente aunque menos eficiente. Ello ocurre en la medida en que las pruebas asintóticas tradicionales de significancia de parámetros no pierden su validez. Ver Sims y otros (1990), Dolado y Lütkepohl (1996), Hamilton (1994, sección 20.4), y Lütkepohl (2006, cap. 7).
- Asimismo, no incluir restricciones que implican relaciones de cointegración llevarán a funciones de respuesta divergentes. Sin embargo, el análisis de corto plazo es válido (De Arcangelis y Di Giorgio, 2001).
- Por otro lado, Toda y Yamamoto (1995) demuestran que la estimación de un modelo VAR en niveles puede ser corregida mediante la agregación de un rezago adicional al nivel óptimo.

⁷ Para el caso de las variables FE y CC se tomaron seis meses más de datos, dado que fue necesario normalizar estas variables utilizando promedios móviles de seis meses. Asimismo, se tomaron los residuos de las regresiones de estas variables frente a variables dummy correspondientes a los cambios en las disposiciones de encaje en moneda nacional (ver circulares disponibles en <http://www.bcrp.gob.pe>)

REFERENCIAS

- Armas, A., F. Grippa, Z. Quispe, y L. Valdivia (2001), “De metas monetarias a metas de inflación en una economía con dolarización parcial: el caso peruano”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 7.
- Armas, A. y F. Grippa (2006), “Metas de inflación en una economía dolarizada: La experiencia del Perú”, Fondo Monetario Internacional y Banco Central de Reserva del Perú, en Armas A., A. Ize y E. Levy-Yeyati (eds.), *Dolarización Financiera. La Agenda de Política*, cap. 6, 135-162.
- Barrera, C. (2000), “Mecanismos de transmisión y reglas de política monetaria: la posición de política monetaria como variable de estado”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 6.
- Bernanke, B. y I. Mihov (1998), “Measuring monetary policy”, *Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 869-902.
- Bernanke, B., J. Boivin y P. Elias (2005), “Measuring the Effects of monetary policy: A factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach”, *Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 387-422.
- Bigio, S. y J. Salas (2006), “Efectos no lineales de choques de política monetaria y de tipo de cambio real en economías parcialmente dolarizadas: Un análisis empírico para el Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2006-09.
- De Arcangelis, G. y G. Di Giorgio (2001), “Measuring monetary policy shocks in a small open economy”, *Economic Notes*, 30(1), 81-107.
- Dolado, J. y H. Lütkepohl (1996), “Making Wald tests for cointegrated VAR systems”, *Econometric Reviews*, 15(4), 369-386.
- Gali, J. (1999), “Technology, employment, and the business cycle: Do technology shocks explain aggregate fluctuations?”, *American Economic Review*, 89(1), 249-271.
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Lahura, E. (2010), “The effects of monetary policy shocks in Peru: Semi-structural identification using a factor-augmented vector autoregressive model”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2010-08.
- Lütkepohl, H. (2006), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, 2nd ed. Springer.
- Miller, S. (2003), “Estimación del *pass-through* del tipo de cambio a precios: 1995-2002”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista de Estudios Económicos*, 10.
- Quispe, Z. (2000), “Monetary policy in a dollarized economy: The case of Peru”, en L. Mahadeva y G. Sterne (eds.), *Monetary Policy Frameworks in a Global Context*, Routledge y Banco de Inglaterra, 330-353.
- Rossini, R. (2001), “Aspectos de la adopción de un régimen de metas de inflación en el Perú”, Banco Central de Reserva, *Revista de Estudios Económicos*, 7.
- Rossini, R. y M. Vega (2007), “El mecanismo de transmisión de la política monetaria en un entorno de dolarización financiera”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2007-017.
- Sims, C., J. Stock, y M. W. Watson (1990), “Inference in linear time series models with unit roots”, *Econometrica*, 58(1), 113-144.
- Toda y Yamamoto (1995), “Statistical inference in vector autoregression with possibly integrated processes”, *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-50.

Velarde J. y M. Rodríguez (1992), “El programa económico de agosto de 1990: Evaluación del primer año”, Lima: CIUP-Consortio de Investigación Económica, 42 páginas.

Winkelried, D. (2003), “Es asimétrico el *pass-through* en el Perú?: Un análisis agregado”, Banco Central de Reserva, *Revista de Estudios Económicos*, 10.

Winkelried, D. (2004), “Tendencias comunes y análisis de la política monetaria en el Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista de Estudios Económicos*, 11.

Página en blanco