



# *Tendencias comunes y análisis de la política monetaria en el Perú*

**Diego Winkelried Quezada\***

[dwinkelried@bcrp.gob.pe](mailto:dwinkelried@bcrp.gob.pe)

## **1. Introducción y motivación <sup>1</sup>**

Una de las preguntas de mayor interés en materia de política monetaria es cómo ésta afecta al gasto agregado y a los precios. En otras palabras, cuáles son los mecanismos de transmisión de la política monetaria, cuánto tiempo tardan las acciones del Banco Central en traducirse en movimientos de la inflación y en qué magnitud éste debe fijar sus instrumentos de política para alcanzar algún objetivo.

Para responder a estas interrogantes, la metodología de vectores autorregresivos (VAR) ha jugado un rol protagónico<sup>2</sup>. Ello se debe a que estos modelos constituyen una manera directa (y fácil de comprender) de resumir las relaciones dinámicas entre un conjunto de variables. Bajo esta perspectiva, la idea es estimar un sistema de ecuaciones donde se pueden diferenciar dos grupos de variables: informativas u objetivo (como la tasa de inflación o el crecimiento del producto) y variables de política (como la tasa de interés o la base monetaria). Luego, a través del análisis de respuestas a impulsos se encuentra la relación entre las variables controladas por la autoridad monetaria y las variables macroeconómicas de interés. Más aún, para identificar choques de política monetaria, se utilizan usualmente dos tipos de restricciones que tratan de conciliar las predicciones de la teoría económica con el modelo estadístico llamado *forma reducida*. Por un lado, se encuentran las que reflejan supuestos de neutralidad de las variables nominales (choques nominales no tienen efectos reales) u otros efectos en el largo plazo. Por otro lado, está la práctica más común de utilizar algún conocimiento sobre los procedimientos operativos del banco central e imponer restricciones sobre la dinámica de corto plazo del VAR, como en Bernanke y Mihov (1998)<sup>3</sup>.

En el caso peruano, aunque la evidencia empírica sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria es escasa<sup>4</sup>, los modelos VAR también han primado. Dado que durante los 90s la política monetaria se basó en el control de la emisión primaria y, por tanto, la tasa de interés del mercado monetario poseía poco valor informativo sobre la posición de la política monetaria, la evidencia empírica favorece el uso de agregados monetarios como variables de política. Así, mientras que Bringas y Tuesta (1997) hallan que el efecto liquidez es importante en el Perú, León (1999) encuentra que un cambio en el circulante en moneda nacional tiene efectos sobre la inflación en un horizonte de 4 a 14 meses. Por su parte, Quispe (2000) muestra que el alto grado de dolarización de activos no afecta el poder de la política monetaria: choques a la tasa de expansión de la base monetaria tienen un impacto significativo sobre la tasa de inflación, cuyo nivel máximo se manifiesta entre los 8 y 16 meses. Rossini (2001) encuentra efectos similares, con un rezago de política monetaria de 3 a 5 trimestres.

\* El autor es analista de la Unidad de Modelos Econométricos. Agradece a Hugo Perea por su interés en todas las etapas de esta investigación y por sus valiosos comentarios. Asimismo, está en deuda con Paul Castillo, Marco Vega, Vicente Tuesta y Gonzalo Llosa, cuyas acertadas observaciones permitieron enriquecer el contenido de este documento. Las opiniones aquí vertidas son exclusiva responsabilidad del autor y no representan necesariamente las del BCRP.

<sup>1</sup> Deseo agradecer a Shirley Miller por la recopilación bibliográfica de esta sección.

<sup>2</sup> Para una revisión, consúltese Christiano y otros (1998).

<sup>3</sup> La metodología de Bernanke y Mihov (1998) ha sido muy influyente. En el Perú ha sido aplicada en Quispe (2000).

<sup>4</sup> Véase Armas y otros (2001) para una recopilación.



Esta evidencia parece favorecer la idea de que, a pesar del alto grado de dolarización de la economía y de no considerar directamente las tasas de interés como instrumento de política, el canal monetario o canal de tasa de interés opera. Este canal establece que la autoridad monetaria induce cambios en la tasa de interés nominal de corto plazo a través de variaciones en la cantidad de dinero de la economía. En un mundo de precios rígidos, este cambio afecta a las tasas de interés reales de corto y largo plazo<sup>5</sup> y, luego, a las decisiones de inversión de las empresas y las decisiones de gasto de los consumidores. Estas modificaciones en la demanda agregada tienen efectos, a su vez, en la tasa de inflación. A conocimiento del autor, el único documento donde se observa *directamente* este canal es Barrera (2000), quien sostiene que la tasa de interés de los CDBCRP es un buen indicador sobre la posición de la política monetaria.

En este documento se plantea y estima un “nuevo” modelo VAR para evaluar los mecanismos de transmisión de la política monetaria en el Perú. Sin desmerecer los estudios mencionados, existen dos diferencias que afinan lo encontrado en la evidencia previa. En primer lugar, se dispone de una mayor cantidad de datos que permite estimar con mayor confiabilidad las principales relaciones económicas de la economía peruana<sup>6</sup>. Asimismo, como se detalla en el Anexo 1 existe cierta preocupación por introducir directamente una tasa de interés en el VAR (y prescindir del uso de agregados monetarios), pues desde inicios del año 2002 ésta resulta ser el instrumento de política del BCRP en el contexto del esquema de metas de inflación.

La segunda diferencia, mucho más importante, es que hasta el momento no se ha realizado un ejercicio de identificación sobre los canales de transmisión monetaria. El principal motor de este estudio es precisamente la identificación y la imposición de restricciones de corto y largo plazo. Para tales efectos, se estudia la existencia de relaciones de cointegración que esbozan el equilibrio macroeconómico de largo plazo y se estima un modelo de corrección de errores (MCE) para analizar las consecuencias de choques estructurales (sobre todo con efectos permanentes) y, por supuesto, los efectos de choques monetarios sobre el producto y la inflación.

Los resultados respaldan la existencia de un canal de tasa de interés como posible mecanismo de acción de la política monetaria. Las estimaciones muestran que un choque que conlleva a un aumento en la tasa de interés nominal doméstica de corto plazo en 1 punto porcentual genera, un año después de ocurrido el choque un incremento de 0,5 puntos porcentuales en la tasa de interés real en nuevos soles, una apreciación nominal entre 0,5 y 0,75 por ciento y una depreciación esperada del mismo orden, una desaceleración la actividad económica al contraer la brecha del producto entre 0,5 y 0,6 por ciento y, finalmente, una disminución de la inflación entre 0,2 y 0,3 por ciento, en términos anuales.

Es bueno aclarar, sin embargo, que esta propuesta es útil como primera aproximación en el estudio de los mecanismos de transmisión de la política monetaria en el Perú. Es necesario realizar estudios más específicos para perfilar mejor cada posible canal de transmisión. A saber, si el efecto comprobado de cambios en la tasa de interés sobre el PBI e inflación se da a través de variaciones en el crédito, efectos liquidez o alteraciones en las decisiones intertemporales del consumo.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera: En la segunda sección se repasan algunos elementos metodológicos sobre cointegración y modelos de corrección de errores. En particular, se enfatiza la representación en tendencias comunes de un modelo VAR como herramienta que permite identificar efectos de largo plazo. En la tercera sección se describe el modelo por estimar y se plantean ciertas hipótesis sobre el equilibrio de largo plazo. Además, se ensaya un esquema de identificación tentativo. En la cuarta sección se estima el modelo y se presentan sus propiedades estadísticas. La quinta sección analiza el efecto de los diversos choques estructurales en las variables del MCE. Finalmente, la sexta sección concluye y sugiere algunos lineamientos para la investigación futura.

---

<sup>5</sup> Una expansión monetaria puede afectar las tasas de interés reales en dólares, que son importantes en una economía dolarizada, indirectamente (pero en la *misma dirección* que las tasas en nuevos soles) a través de la depreciación esperada.

<sup>6</sup> Los datos están disponibles desde los primeros años de los años noventa.



## 2. Aspectos metodológicos <sup>7</sup>

La representación general de un modelo VAR para el vector de  $n$  variables  $\mathbf{x}_t$  es

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{\Lambda}(L)\mathbf{x}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad [1]$$

donde  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  es un vector de residuos con una matriz de covarianzas (no diagonal)  $\boldsymbol{\Omega}$  de orden  $n$  y  $\boldsymbol{\Lambda}(L)$  es un polinomio matricial en el operador de rezagos  $L$  ( $L^j \mathbf{x}_t = \mathbf{x}_{t-j}$ ). El sistema [1] puede ser concebido como la forma reducida de un modelo económico estructural subyacente. Este modelo económico puede obtenerse tras imponer restricciones en los parámetros del VAR.

Usualmente, las variables macroeconómicas contenidas en el vector  $\mathbf{x}_t$  presentan raíces unitarias, es decir son procesos no estacionarios. En tal caso, algunos de los choques que afectan a  $\mathbf{x}_t$  tienen efectos permanentes y la teoría asintótica convencional no es aplicable para la inferencia del modelo. Sin embargo, típicamente se encuentra que el vector de diferencias  $\Delta \mathbf{x}_t$  es estacionario así como ciertas combinaciones lineales de las variables de  $\mathbf{x}_t$ , esto es,  $\mathbf{x}_t$  es cointegrado de orden (1,1). Bajo cointegración, el VAR en niveles [1] es un sistema que contiene restricciones y puede ser reescrito como un **modelo de corrección de errores (MCE)**,

$$\Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\theta} + \mathbf{K}(L)\Delta \mathbf{x}_{t-1} + \boldsymbol{\alpha}(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_{t-1}) + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad [2]$$

Las matrices  $\boldsymbol{\alpha}$  y  $\boldsymbol{\beta}$  son de orden  $n \times r$  tal que  $\boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}' = \mathbf{I}_n - \boldsymbol{\Lambda}(1)$  y, como se comprueba en Johansen (1991), son de rango  $r$ . Las columnas de  $\boldsymbol{\beta}$  son los denominados **vectores de cointegración** que pueden ser interpretadas como relaciones económicas de largo plazo. El vector  $\boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_t$  contiene las  $r$  combinaciones lineales de los elementos del vector  $\mathbf{x}_t$  que son estacionarias, típicamente denominadas *desequilibrios* o *errores*. Por ello, los elementos de  $\boldsymbol{\alpha}$  son **coeficientes de ajuste** y describen cómo los desequilibrios alteran al vector  $\Delta \mathbf{x}_t$ , o, en otras palabras, cómo deben ajustarse las variables para *corregir* estos desequilibrios. Dado que el MCE involucra sólo variables estacionarias, la teoría asintótica estándar es aplicable y puede utilizarse para inferir sobre los elementos de  $\mathbf{K}(L)$ ,  $\boldsymbol{\alpha}$  y  $\boldsymbol{\theta}$ .

Conviene mencionar dos resultados sumamente importantes en la literatura de cointegración y que serán de utilidad en el análisis empírico. El primero tiene que ver con la naturaleza de los choques que afectan al MCE. Se dice que si una variable presenta una raíz unitaria (es integrada de orden uno) contiene una *tendencia estocástica* e implica que los choques a los que está sujeta pueden tener efectos permanentes. Del mismo modo, como demuestran Stock y Watson (1988) y luego King et al. (1991), si un vector de  $n$  variables tiene  $r$  relaciones de cointegración, las variables son conducidas por  $k = n - r$  tendencias estocásticas. Así, el VAR restringido [1] tiene, a su vez, la siguiente representación de **tendencias comunes**

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\kappa} + \boldsymbol{\Gamma} \boldsymbol{\tau}_t + \boldsymbol{\omega}_t \quad [3]$$

donde  $\boldsymbol{\omega}_t$  es un vector de componentes estacionarios<sup>8</sup> y  $\boldsymbol{\tau}_t$  es un vector de dimensión  $k$  que contiene tendencias estocásticas,

$$\boldsymbol{\tau}_t = \boldsymbol{\tau}_{t-1} + \boldsymbol{\phi}_t \quad [4]$$

Como se aprecia en [4], el vector  $\boldsymbol{\phi}_t$  guarda los  $k$  choques de efectos permanentes (que afectan las tendencias). Al incluir [4] en [3] se obtiene luego

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\kappa} + \boldsymbol{\Gamma} \sum_{j=0}^{\infty} \boldsymbol{\phi}_{t-j} + \boldsymbol{\omega}_t \quad [5]$$

<sup>7</sup> La discusión metodológica de esta sección es breve y puede ser insuficiente para el lector no familiarizado con la literatura de cointegración. Ésta es abundante y se invita a revisar, entre otros, a Davidson y MacKinnon (1993), Warne (1993), Hamilton (1994) y Favero (2001), para mayores detalles.

<sup>8</sup> Consúltese Warne (1993) para detalles sobre la representación en tendencias comunes.



de modo que la matriz  $\Gamma$  recoge los efectos de largo plazo de algún choque permanente sobre  $\mathbf{x}_t$ .

El segundo resultado de importancia alude a la identificación del modelo, es decir al proceso de cómo imponer restricciones económicamente razonables para pasar de un sistema netamente estadístico a un modelo con relaciones económicas claras. La identificación del sistema cointegrado implica el estudio de básicamente tres matrices:

- La primera es la matriz  $\beta$ , cuyos elementos son coeficientes de largo plazo,
- La segunda matriz se observa en la ecuación [5] y es la que recoge los efectos de choques permanentes en el vector  $\mathbf{x}_t$  ( $\Gamma$ ) y
- Finalmente, la tercera matriz es muy familiar en la literatura de VAR estructural<sup>9</sup> y relaciona los residuos de la forma reducida [1] ó [2] con un vector de choques estructurales no observables,  $\boldsymbol{\varepsilon}_t = \Phi \mathbf{v}_t$ .

Como se explica en Hamilton (1994) y Favero (2001), la identificación de  $\beta$  es independiente de la identificación de las matrices  $\Gamma$  y  $\Phi$ . Esto quiere decir que se puede proceder secuencialmente: primero estimar e inferir sobre los vectores de cointegración  $\beta$  y luego, condicionados a esta matriz, identificar y estimar  $\Gamma$  y  $\Phi$ . Este es precisamente el enfoque que se adopta a continuación.

### 3. Un modelo estilizado: equilibrios de largo plazo e identificación

En esta sección se describe un modelo que incluye el mínimo número de variables necesario para hacer análisis de política monetaria en una economía pequeña y abierta. A saber,

$$\mathbf{x}_t = [y_t \quad p_t \quad i_t \quad e_t \quad y_t^* \quad p_t^* \quad i_t^*]'$$

Las variables consideradas son el PBI real ( $y_t$ ), el índice de precios al consumidor ( $p_t$ ), la tasa de interés del mercado de dinero ( $i_t$ ), el tipo de cambio nominal (soles por dólar,  $e_t$ ) e indicadores de actividad ( $y_t^*$ ), precios ( $p_t^*$ ) y tasa de interés ( $i_t^*$ ) internacionales<sup>10</sup>.

#### 3.1. El largo plazo

Dado el vector  $\mathbf{x}_t$ , podría pensarse en tres relaciones de cointegración que describen el equilibrio de largo plazo en un marco analítico similar a un modelo IS-LM de economía abierta: el equilibrio en el mercado de bienes local (una curva IS), el equilibrio en el mercado financiero local (una condición de paridad de tasas de interés) y el equilibrio en el mercado externo<sup>11</sup>.

Recordando el importante resultado de Stock y Watson (1988) y King y otros (1991), este esquema implica la existencia de  $k = 4$  tendencias estocásticas ( $n = 7$  y  $r = 3$ ), cifra bastante razonable y fácilmente interpretable. En modelos de equilibrio general, por ejemplo en Svensson (2000), es usual asumir que las variables reales son guiadas por choques tecnológicos mientras que las variables nominales son afectadas, además, por choques nominales como cambios en la oferta de dinero o en las tasas de interés. Ello lleva a racionalizar la existencia de dos tendencias domésticas, una real y una nominal. Si se incluyen asimismo dos tendencias externas similares, se consiguen las 4 tendencias estocásticas mencionadas. Más aún, considerando que en el vector  $\mathbf{x}_t$  se tienen 4 variables domésticas, se requieren de 2 vectores de cointegración que esbocen el equilibrio interno y justifiquen

<sup>9</sup> Véase Favero (2001).

<sup>10</sup> Para mayor detalle sobre las variables utilizadas, consúltese el Anexo 1. Es muy importante mencionar que sendas pruebas de (no) estacionariedad fueron incapaces de rechazar la presencia de raíz unitaria en los elementos del vector  $\mathbf{x}_t$ , pero sí en sus diferencias. De este modo, la tasa de crecimiento del PBI, las inflaciones y la depreciación nominal resultaron ser variables estacionarias. Además, se concluyó que los diferenciales  $y_t - y_t^*$  e  $i_t - i_t^*$  también poseían una raíz unitaria, junto con el tipo de cambio real  $e_t + p_t^* - p_t$ . Estas pruebas no se reportan pero pueden solicitarse al autor.

<sup>11</sup> Véase Luque y Vega (2003). Un supuesto de identificación es la neutralidad de variables nominales. Por este motivo, en el equilibrio de largo plazo no se contempla la existencia de una ecuación de oferta agregada (una Curva de Phillips).



la existencia de las dos tendencias domésticas. Por su parte, un único vector de cointegración que vincule a las tendencias real y nominal externas es consistente con las 3 variables externas restantes.

Por otro lado, pueden utilizarse argumentos por contradicción para justificar  $k = 4$  ( $r = 3$ ). Si  $k < 4$  ( $r > 3$ ), se tendría que los choques reales entre las economías doméstica y externa son virtualmente los mismos, lo que implicaría una relación estacionaria entre  $y_t$  e  $y_t^*$ , supuesto que no es del todo razonable considerando el reducido grado de integración (sobre todo comercial) del Perú<sup>12</sup>. Alternativamente, ocurriría que los choques nominales entre economías son los mismos, lo que se daría si el tipo de cambio nominal fuera estacionario. Por otra parte, si  $k > 4$  ( $r < 3$ ), se tendrían equilibrios múltiples (modelos de profecías autocumplidas, por ejemplo)<sup>13</sup> y no sería posible encontrar una condición de equilibrio estacionaria en el mercado financiero. Se concluye pues que  $r = 3$  es conceptualmente justificable.

Concluido que  $r = 3$ , cabe preguntarse ¿qué forma tienen los vectores de cointegración? Conviene plantear ciertas hipótesis y restricciones sobre la matriz de coeficientes de ajuste ( $\alpha$ ) y los vectores de cointegración ( $\beta$ ) en el MCE para conseguir una situación de largo plazo con sentido económico.

### 3.1.1. Equilibrio en el mercado de bienes doméstico

La primera relación de cointegración puede escribirse como

$$z_{1t} = (e_t + p_t^* - p_t) + \beta_{11}y_t + \beta_{13}i_t + \beta_{15}y_t^* + \beta_{17}i_t^* \quad [6]$$

y es interpretada como una expresión general de equilibrio en el mercado de bienes local. La relación ha sido normalizada de modo que los desequilibrios se reflejen en desalineamientos del tipo de cambio real,  $e_t + p_t^* - p_t$ .

Resulta interesante examinar la ecuación [6]. Supóngase por un momento que  $\beta_{11} = \beta_{13} = \beta_{15} = \beta_{17} = 0$ . Ello implica que el precio relativo entre los bienes domésticos y externos (el tipo de cambio real) es estacionario o, en otras palabras, que en el largo plazo se cumple la teoría de Paridad de Poder de Compra (PPC). No obstante, un hecho empírico es que el tipo de cambio real no es estacionario<sup>14</sup>, además resulta difícil encontrar argumentos para defender esta teoría como válida para el Perú. En primer lugar, para que se cumpla es necesaria una cercana sustituibilidad entre los bienes transables domésticos y externos, lo que no ocurre en un país donde la mayoría de exportaciones son *commodities* mientras que el grueso de las importaciones corresponde a bienes de capital, maquinarias o bienes procesados<sup>15</sup>. Relacionado con ello, y en segundo lugar, existen diferencias marcadas entre la estructura y procesos productivos peruanos y externos que impiden la rápida convergencia tecnológica e imponen ciertos costos no contemplados en la PPC<sup>16</sup>.

No obstante, si bien el equilibrio en el mercado de bienes no implica el cumplimiento de la PPC, se espera que el tipo de cambio real cointegre con variables que reflejen las diferencias productivas y el comportamiento de la oferta y demanda de bienes domésticos y externos,  $y_t$  e  $y_t^*$ , y que eventualmente guarde una relación estable con variables que recojan las diferencias en los mercados financieros o en el costo relativo del capital,  $i_t$  e  $i_t^*$ . Así, es posible plantear hipótesis sobre el signo de los coeficientes de este primer vector de cointegración.

La literatura sobre el tipo de cambio real de equilibrio concluye que mejoras en la productividad de la economía local relativas a la de sus socios comerciales conllevan a una apreciación real, es decir,  $\beta_{11} > 0$  y  $\beta_{15} < 0$ . En

<sup>12</sup> En De la Cuba y Winkelried (2003) se encuentra que choques de demanda interna explican una proporción considerable de la variabilidad del producto en economías Latinoamericanas. Para el Perú la proporción es cercana al 50 por ciento.

<sup>13</sup> Mayor discusión se encuentra en Jacobsson y otros (2002).

<sup>14</sup> Véase la nota a pie número 10.

<sup>15</sup> Véase Ferreyra y Herrada (2003).

<sup>16</sup> En general, se trata de la presencia del efecto *Balassa-Samuelson*. Consúltese Arena y Tuesta (1998).



sentido estricto, la apreciación real se debe a incrementos en la razón de productividades  $y_t - y_t^*$ , que implica que  $\beta_{11} = -\beta_{15}$ . Sin embargo, la información utilizada (mensual) impide obtener cifras corregidas por el crecimiento de los factores de producción, por lo que *a priori* no se espera ni se impone que la igualdad se cumpla. Por su parte, dado el valor positivo  $\beta_{11}$  debe darse que  $\beta_{13} > 0$  para asegurar una relación negativa de largo plazo entre la tasa de interés local y el producto (la pendiente de la curva IS, ver la ecuación [7]). Asimismo, por el mismo argumento, se espera que  $\beta_{17} > 0$ <sup>17</sup>.

Antes de proseguir conviene detenerse a analizar la naturaleza de las variables involucradas en [6], reescribiendo esta ecuación como

$$i_t = -\frac{1}{\beta_{13}}(e_t + p_t^* - p_t) - \frac{\beta_{11}}{\beta_{13}} y_t - \frac{\beta_{15}}{\beta_{13}} y_t^* - \frac{\beta_{17}}{\beta_{13}} i_t^* + \frac{1}{\beta_{13}} z_{1t} \quad [7]$$

En teoría, una curva IS como [7] debería incluir sólo variables reales en la determinación del equilibrio y no variables nominales como las tasas de interés consideradas. Sin embargo, no existe evidencia suficiente para negar que la inflación doméstica y externa sean estacionarias<sup>18</sup>. Por ello puede prescindirse de ellas en la relación de cointegración y seguir interpretándola como un equilibrio entre variables reales. De hecho, si las tasas reales son, en el largo plazo, las tasas nominales menos la inflación ( $r_t = i_t - \pi_t$  y  $r_t^* = i_t^* - \pi_t^*$ ), se tiene

$$r_t = -\frac{1}{\beta_{13}}(e_t + p_t^* - p_t) - \frac{\beta_{11}}{\beta_{13}} y_t - \frac{\beta_{15}}{\beta_{13}} y_t^* - \frac{\beta_{17}}{\beta_{13}} r_t^* + \left( \frac{1}{\beta_{13}} z_{1t} - \pi_t - \frac{\beta_{17}}{\beta_{13}} \pi_t^* \right) \quad [8]$$

que es la versión *real* de [7]. Dada la evidencia empírica, el término entre paréntesis a la derecha de [8] es estacionario lo que implica la cointegración entre  $r_t$  y los determinantes de la curva IS. Más importante aún, los coeficientes de [8] son *exactamente los mismos* que los coeficientes de [7] por lo que, dadas las inflaciones estacionarias, [7] rescata adecuadamente el equilibrio en el mercado local de bienes<sup>19</sup>.

Para analizar los coeficientes de ajuste asociados con este vector de cointegración, es decir para averiguar cuáles son los mecanismos que corregirían un desequilibrio en el mercado de bienes local, considere la ecuación

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \\ \Delta i_t \\ \Delta e_t \\ \Delta y_t^* \\ \Delta p_t^* \\ \Delta i_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \bullet & \bullet \\ \alpha_{21} & \bullet & \bullet \\ \alpha_{31} & \bullet & \bullet \\ \alpha_{41} & \bullet & \bullet \\ \alpha_{51} & \bullet & \bullet \\ \alpha_{61} & \bullet & \bullet \\ \alpha_{71} & \bullet & \bullet \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & -1 & \beta_{13} & 1 & \beta_{15} & 1 & \beta_{17} \\ \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet \\ \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ p_{t-1} \\ i_{t-1} \\ e_{t-1} \\ y_{t-1}^* \\ p_{t-1}^* \\ i_{t-1}^* \end{bmatrix} + \dots \quad [9]$$

El supuesto de pequeña economía abierta implica que  $\alpha_{51} = \alpha_{61} = \alpha_{71} = 0$ . Esto es, las variables externas no responden ante desequilibrios domésticos. Por su parte, una subvaluación real ( $z_{1t} < 0$ ) presiona al alza al tipo de cambio (depreciación nominal) o hacia abajo al nivel de precios internos, lo que se traduce, respectivamente, en  $\alpha_{41} < 0$  y  $\alpha_{21} > 0$ . El mismo mecanismo de corrección se aplica en el caso de una sobrevaluación real de la moneda. Finalmente, una subvaluación real ( $z_{1t} < 0$ ) implica un exceso de oferta en el mercado de bienes que se corregiría con un desplazamiento hacia la izquierda de la curva IS de largo plazo. Ello ocurre si  $\alpha_{11} < 0$  y  $\alpha_{31} < 0$ .

<sup>17</sup> Más aún, la existencia de una prima por riesgo positiva en el largo plazo (ver ecuación [11]) hace esperar que  $\beta_{17} > \beta_{13}$ .

<sup>18</sup> Véase la nota a pie número 10.

<sup>19</sup> Además, la hipótesis de neutralidad asumida en todo el documento implica que la varianza de largo plazo de la tasa de interés nominal estaría explicada por la tasa de interés real. En el Cuadro 5 de la sección de resultados se encuentra que más del 70 por ciento de la volatilidad de la tasa de interés nominal en el largo plazo se debe a choques reales. El 30 por ciento restante corresponde a perturbaciones nominales, lo que da una idea general de las diferencias cuantitativas entre [7] y [8].



### 3.1.2. Equilibrio en el mercado financiero

La segunda relación de largo plazo es

$$z_{2t} = (i_t - i_t^*) + \beta_{21}y_t + \beta_{24}(e_t + p_t^* - p_t) + \beta_{25}y_t^* \quad [10]$$

y puede ser entendida como el equilibrio en el mercado financiero. De acuerdo con la paridad descubierta de tasas de interés, el diferencial de tasas es igual a la depreciación esperada (estacionaria) más una prima por riesgo (no observable). Es bueno notar que el supuesto  $\beta_{21} = \beta_{22} = \beta_{24} = \beta_{25} = \beta_{26} = 0$  implica una prima por riesgo estacionaria, lo que es difícil de sustentar debido a la constante innovación de los mercados financieros y por la hipótesis de mercados eficientes. De este modo, se espera que el diferencial  $i_t - i_t^*$  cointegre con variables que afecten a la prima por riesgo y que brinden una descripción general del perfil de la economía local relativo a las economías externas.

Si  $\xi_t$ , denota a la prima por riesgo de largo plazo, es útil reescribir la ecuación [10] como

$$i_t - i_t^* = -\beta_{21}y_t - \beta_{24}(e_t + p_t^* - p_t) - \beta_{25}y_t^* + z_{2t} = \xi_t + z_{2t} \quad [11]$$

Considerando una posición fundamentalista sobre los determinantes de largo plazo de la prima por riesgo, una mejora en productividad reducirá la prima por riesgo de modo que  $\beta_{21} < 0$  y  $\beta_{25} > 0$ . Nuevamente, no se anticipa nada con respecto a la magnitud de estos parámetros, en particular si  $\beta_{21} = -\beta_{25} < 0$ . Por su parte, el signo de  $\beta_{24}$  puede ser controversial. Por un lado, un mayor tipo de cambio real puede conllevar, por argumentos convencionales de mayor competitividad en el sector transable, a una reducción de la prima por riesgo,  $\beta_{24} > 0$ . No obstante, en una economía dolarizada como la peruana es necesario considerar el canal de hoja de balance por lo que el mayor tipo de cambio real podría asociarse con un debilitamiento del patrimonio de las empresas del sector productivo y, por tanto, un incremento en la prima por riesgo,  $\beta_{24} < 0$ <sup>20</sup>.

Considere la ecuación [12] para el análisis de los coeficientes de ajuste,

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \\ \Delta i_t \\ \Delta e_t \\ \Delta y_t^* \\ \Delta p_t^* \\ \Delta i_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{12} & \bullet \\ \alpha_{22} & \bullet \\ \alpha_{32} & \bullet \\ \alpha_{42} & \bullet \\ \alpha_{52} & \bullet \\ \alpha_{62} & \bullet \\ \alpha_{72} & \bullet \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet \\ \beta_{21} & -\beta_{24} & 1 & \beta_{24} & \beta_{25} & \beta_{24} & -1 \\ \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ p_{t-1} \\ i_{t-1} \\ e_{t-1} \\ y_{t-1}^* \\ p_{t-1}^* \\ i_{t-1}^* \end{bmatrix} + \dots \quad [12]$$

El supuesto de pequeña economía abierta es nuevamente utilizado para restringir algunos coeficientes de ajuste para esta relación de largo plazo. Puntualmente,  $\alpha_{52} = \alpha_{62} = \alpha_{72} = 0$ . Por otro lado, se espera que  $\alpha_{32} < 0$  para que se dé el mecanismo de corrección de errores y  $\alpha_{12} > 0$  en tanto una mayor prima por riesgo exigirá una mayor producción para ser reducida. Los signos de los coeficientes  $\alpha_{22}$  y  $\alpha_{42}$  dependen de la relación que exista entre la depreciación real y la prima por riesgo. Considere una situación inicial donde la prima por riesgo se encuentre por encima de su valor de equilibrio. Si  $\alpha_{22} < 0$  y  $\alpha_{42} > 0$ , la reducción necesaria para diluir el desequilibrio se da con una depreciación real. Nuevamente, esta relación es la predicción convencional de modelos de economía abierta sin dolarización. En una economía dolarizada, no obstante, se espera lo contrario:  $\alpha_{22} > 0$  y  $\alpha_{42} < 0$ , por lo que una apreciación real mejorará los indicadores financieros del sector productivo y reducirá consecuentemente la prima por riesgo<sup>21</sup>.

<sup>20</sup> Morón y Winkelried (2002) discuten ampliamente las implicancias de los efectos de hoja de balance.

<sup>21</sup> Véase Céspedes y otros (2000).





### 3.1.3. Equilibrio en el mercado externo

La última relación de largo plazo es

$$z_{3t} = i_t^* + \beta_{35} y_t^* + \beta_{36} p_t^* \quad [13]$$

e involucra el equilibrio externo. El supuesto  $\beta_{31} = \beta_{32} = \beta_{33} = \beta_{34} = 0$  se traduce en que no hay razón para sostener que alguna de las variables domésticas afectará la determinación del equilibrio de largo plazo entre las variables externas. Por su parte, observando la ecuación [14],

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \\ \Delta i_t \\ \Delta e_t \\ \Delta y_t^* \\ \Delta p_t^* \\ \Delta i_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bullet & \bullet & \alpha_{13} \\ \bullet & \bullet & \alpha_{23} \\ \bullet & \bullet & \alpha_{33} \\ \bullet & \bullet & \alpha_{43} \\ \bullet & \bullet & \alpha_{53} \\ \bullet & \bullet & \alpha_{63} \\ \bullet & \bullet & \alpha_{73} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet \\ \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet & \bullet \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{35} & \beta_{36} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ p_{t-1} \\ i_{t-1} \\ e_{t-1} \\ y_{t-1}^* \\ p_{t-1}^* \\ i_{t-1}^* \end{bmatrix} + \dots \quad [14]$$

se concluye que  $\alpha_{13} = \alpha_{23} = \alpha_{33} = \alpha_{43} = 0$ . Se espera, asimismo, que  $\alpha_{73} < 0$ .

## 3.2. Identificación de choques

Una vez determinadas cuáles son las relaciones de largo plazo en el MCE, es posible obtener las respuestas de los elementos del vector  $\mathbf{x}_t$  ante diversos choques estructurales. Como se discutió en el acápite anterior, son 4 las tendencias que generan los datos observados. Estas tendencias, de acuerdo con la ecuación [5], implica necesariamente la existencia de 4 choques que tienen *efectos permanentes* (de largo plazo) sobre los elementos del vector  $\mathbf{x}_t$ <sup>22</sup>. Por diferencia, son 3 los choques que no alteran los niveles de las variables en el largo plazo, es decir, tienen *efectos transitorios*.

Formalmente, considere los vectores

$$\boldsymbol{\varphi}_t = [\varphi_t^{R^*} \quad \varphi_t^{N^*} \quad \varphi_t^R \quad \varphi_t^N]' \quad \text{y} \quad \boldsymbol{\psi}_t = [\psi_t^1 \quad \psi_t^2 \quad \psi_t^3]' \quad [15]$$

que recogen, respectivamente, los 4 choques permanentes y los 3 choques transitorios. Los elementos del vector  $\boldsymbol{\varphi}_t$  corresponden (en orden de aparición) a los choques real externo, nominal externo, real doméstico y nominal doméstico que generan las 4 tendencias estocásticas de la economía. Los elementos del vector  $\boldsymbol{\psi}_t$  son choques transitorios difíciles de catalogar *a priori*.

De acuerdo con la representación de tendencias comunes [5] del MCE, la matriz  $\boldsymbol{\Gamma}$  captura el efecto de largo plazo del vector  $\boldsymbol{\varphi}$ , sobre  $\mathbf{x}_t$ . Para el modelo propuesto, esta matriz es de orden  $7 \times 4$  y tiene la forma

<sup>22</sup> Pero es bueno recordar que sus efectos no son permanentes sobre las relaciones de cointegración  $\boldsymbol{\beta}'\mathbf{x}_t$ .





$$\mathbf{x}_t = \Gamma \boldsymbol{\varphi}_t + \dots \rightarrow \begin{bmatrix} y_t \\ p_t \\ i_t \\ e_t \\ y_t^* \\ p_t^* \\ i_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & 0 & \gamma_{13} & 0 \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} & \gamma_{24} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} & \gamma_{34} \\ \gamma_{41} & \gamma_{42} & \gamma_{43} & \gamma_{44} \\ \gamma_{51} & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_{61} & \gamma_{62} & 0 & 0 \\ \gamma_{71} & \gamma_{72} & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varphi_t^{R*} \\ \varphi_t^{N*} \\ \varphi_t^R \\ \varphi_t^N \end{bmatrix} + \dots \quad [16]$$

Para la identificación en [16] basta con imponer restricciones basadas en dos supuestos:

- El primero, ya utilizado, es el de **pequeña economía abierta**. Ello implica que los choques domésticos no tienen ningún efecto sobre las variables externas, ni en el corto plazo ni en el largo plazo. Así, un choque será **doméstico** si sólo afecta a las variables domésticas y **externo** si afecta a todas las variables del sistema. En términos de [16],  $\gamma_{53} = \gamma_{54} = \gamma_{63} = \gamma_{64} = \gamma_{73} = \gamma_{74} = 0$ .
- El segundo supuesto es el de **neutralidad de las variables nominales**, que significa que los choques nominales no tienen efectos permanentes sobre las variables reales. De este modo, un choque será **nominal** si sólo afecta variables nominales en el largo plazo y **real** si puede afectar permanentemente el nivel de todas las variables. Ello implica que  $\gamma_{12} = \gamma_{14} = \gamma_{52} = \gamma_{54} = 0$ .
- El supuesto de neutralidad alude también a la respuesta de largo plazo del tipo de cambio real. Al ser, valga la redundancia, una variable real, el efecto de choques nominales en esta variable es transitorio. Este hecho adiciona las restricciones  $\gamma_{22} = \gamma_{42} + \gamma_{62}$  y  $\gamma_{23} = \gamma_{43}$ .

Por otro lado, así como en los ejercicios más comunes en la identificación de modelos VAR<sup>23</sup> es posible imponer varias restricciones sobre los efectos contemporáneos de los diversos choques. Utilizando el conocido hecho de que los residuos del MCE  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ , son combinaciones lineales de los choques estructurales, se tiene que

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = \Phi \begin{bmatrix} \boldsymbol{\varphi}_t \\ \boldsymbol{\psi}_t \end{bmatrix} \rightarrow \begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t} \\ \varepsilon_{p,t} \\ \varepsilon_{i,t} \\ \varepsilon_{e,t} \\ \varepsilon_{y^*,t} \\ \varepsilon_{p^*,t} \\ \varepsilon_{i^*,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} & \phi_{13} & 0 & \phi_{15} & \phi_{16} & \phi_{17} \\ \phi_{21} & \phi_{22} & \phi_{23} & 0 & \phi_{25} & \phi_{26} & \phi_{27} \\ \phi_{31} & \phi_{32} & \phi_{33} & \phi_{34} & \phi_{35} & \phi_{36} & \phi_{37} \\ \phi_{41} & \phi_{42} & \phi_{43} & \phi_{44} & \phi_{45} & \phi_{46} & \phi_{47} \\ \phi_{51} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_{57} \\ \phi_{61} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_{67} \\ \phi_{71} & \phi_{72} & 0 & 0 & 0 & \phi_{76} & \phi_{77} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varphi_t^{R*} \\ \varphi_t^{N*} \\ \varphi_t^R \\ \varphi_t^N \\ \psi_t^1 \\ \psi_t^2 \\ \psi_t^3 \end{bmatrix} \quad [17]$$

Para imponer restricciones sobre los elementos de la matriz  $\Phi$  se tomó en cuenta:

- Nuevamente, el supuesto de **pequeña economía abierta**, por lo que choques domésticos no conllevan a respuesta alguna a las variables externas. Si el choque  $\psi_t^1$  es algún choque transitorio doméstico, se tiene que  $\phi_{53} = \phi_{54} = \phi_{55} = \phi_{63} = \phi_{64} = \phi_{65} = \phi_{73} = \phi_{74} = \phi_{75} = 0$ .
- El efecto de la política monetaria no es inmediato sobre el producto o la inflación. Entendiendo a los choques nominales como choques de política monetaria, se tiene que  $\phi_{52} = \phi_{62} = \phi_{14} = \phi_{24} = 0$ .

<sup>23</sup> Consúltense Favero (2001) para una recopilación bibliográfica.



- Se plantea que el choque  $\psi_r^2$  es externo sin efectos contemporáneos sobre la producción y los precios pero que sí afecta a la tasa de interés externa. Esto es, un choque que intenta recoger fluctuaciones de muy corto plazo en los mercados financieros externos. Este supuesto es necesario para garantizar la independencia lineal de las dos últimas columnas de  $\Phi$ .

#### 4. Estimación del MCE y algunas propiedades

En esta sección se presentan las estimaciones del MCE. Antes de proseguir, cabe resaltar que el MCE incluye, además de las variables discutidas, dos variables exógenas con cierto poder predictivo sobre la inflación y el PBI domésticos: las variaciones del precio internacional del petróleo y los cambios en el índice climático ENSO (véase el Anexo 1). Además, con el propósito de ganar algunos grados de libertad en la forma reducida del modelo se restringieron los parámetros de los rezagos de variables domésticas a cero en las ecuaciones de las variables externas. Por estos motivos, las distribuciones de contrastes de cointegración como el de Johansen (1991) precisan ser simuladas. Se utilizó un procedimiento *bootstrap* paramétrico para tales fines.

En el Cuadro 1 se aprecia que las pruebas de cointegración de Johansen respaldan la existencia de tres relaciones de largo plazo en el sistema y, por tanto, de cuatro tendencias estocásticas. Ello va en línea con la discusión conceptual de la sección 3.1.

**Cuadro 1**  
Prueba de cointegración de Johansen y valores críticos 1/

Relaciones de Cointegración	Tendencias Estocásticas	Estadístico Traza	Valores Críticos 2/				pvalue
			80%	90%	95%	99%	
0	7	171,6	147,1	153,0	157,9	167,5	0,004
1	6	116,8	97,3	101,9	105,5	111,9	0,006
2	5	79,0	61,5	65,2	68,5	74,1	0,003
<b>3</b>	<b>4</b>	<b>48,7</b>	<b>42,2</b>	<b>48,9</b>	<b>51,2</b>	<b>55,6</b>	<b>0,112</b>
<b>4</b>	<b>3</b>	<b>18,7</b>	<b>18,5</b>	<b>20,3</b>	<b>22,0</b>	<b>25,2</b>	<b>0,192</b>
5	2	4,1	7,5	8,5	9,5	11,6	0,826
6	1	0,1	1,1	1,8	2,3	3,6	0,671

1/ La hipótesis nula para la fila  $i$  es que existen como máximo  $i (n - i)$  relaciones de cointegración (tendencias estocásticas).

2/ Los valores críticos fueron simulados utilizando *bootstrap* paramétrico con 10 000 replicaciones.

Por su parte, el Cuadro 2 reporta pruebas multivariadas de especificación del MCE, para distintos rezagos y número de relaciones de cointegración. Es fácil concluir que la elección de tres relaciones de cointegración con cinco rezagos reditúa un buen modelo estadístico que además tiene potencialmente las características del sistema económico discutido con anterioridad. De esta manera, los datos no rechazan que sean cuatro las tendencias estocásticas que guían las variables del MCE.

Tras imponer las restricciones discutidas anteriormente a los elementos de las matrices  $\alpha$  y  $\beta$  se llega a la estimación del Cuadro 3. Cabe mencionar que estas restricciones hacen que los vectores de cointegración estén sobreidentificados y son estadísticamente significativas<sup>24</sup>. Asimismo, en general el signo de los coeficientes estimados corresponde a lo esperado, con algunos detalles que se mencionarán enseguida.

<sup>24</sup> El estadístico LR vinculada con la hipótesis de que las restricciones impuestas son válidas es igual a 18,14. Esta cifra es menor al correspondiente valor tabular ( $\chi^2(14) = 23,6$ ) por lo que la hipótesis no es rechazada.



**Cuadro 2**  
Pruebas multivariadas de especificación del MCE 1/

Relaciones de Cointegración	Rezagos del MCE ( $p$ )	Normalidad (Jarque Bera) 2/		Autocorrelación (Portmanteau) 3/		Autocorrelación (LM) 3/	
		Estadístico	<i>pvalue</i>	Estadístico	<i>pvalue</i>	Estadístico	<i>pvalue</i>
2	3	19,8	0,000	21,5	0,000	17,8	0,005
	4	16,5	0,000	24,1	0,001	18,1	0,005
	5	27,6	0,006	29,2	0,011	20,1	0,015
	6	39,9	<b>0,179</b>	33,1	0,040	25,8	<b>0,104</b>
	7	56,4	<b>0,783</b>	42,1	<b>0,253</b>	28,6	<b>0,193</b>
3	3	13,5	0,000	20,3	0,000	20,0	0,014
	4	18,3	0,000	23,0	0,001	22,1	0,034
	5	40,2	<b>0,189</b>	31,3	<b>0,313</b>	28,5	<b>0,193</b>
	6	60,7	<b>0,879</b>	41,7	<b>0,239</b>	31,3	<b>0,306</b>
	7	63,5	<b>0,920</b>	45,3	<b>0,377</b>	34,6	<b>0,464</b>
4	3	15,5	0,000	18,4	0,000	19,7	0,012
	4	21,4	0,000	24,5	0,001	22,3	0,036
	5	32,7	0,035	28,5	0,008	21,6	0,027
	6	33,4	0,043	44,2	<b>0,333</b>	28,3	<b>0,184</b>
	7	31,3	0,023	45,9	<b>0,399</b>	31,4	<b>0,313</b>

1/ Los *pvalue* fueron simulados utilizando *bootstrap* paramétrico con 10 000 replicaciones

2/ El estadístico se construye a partir de la Descomposición de Doornik y Hansen. Asintóticamente es  $\chi^2$  con  $2n$  grados de libertad. La hipótesis nula es que los residuos provienen de una distribución normal multivariada

3/ La prueba de Portmanteau es asintóticamente  $\chi^2$  con  $n^2(0.25T - p + 1) - nr$  grados de libertad. La prueba LM es  $\chi^2$  con  $n^2$  grados de libertad. La hipótesis nula de ambos contrastes es que los residuos no presentan autocorrelación de orden  $p + 1$

**Cuadro 3**  
Vectores de cointegración y coeficientes de ajuste

$$\alpha(\beta' x_t) = \begin{bmatrix} -0.11 & 1.27 & 0.00 \\ -0.03 & 0.63 & 0.00 \\ -0.01 & -0.13 & 0.00 \\ -0.07 & -1.00 & 0.00 \\ 0.00 & 0.00 & -0.59 \\ 0.00 & 0.00 & 0.32 \\ 0.00 & 0.00 & -0.13 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1.24 & -1.00 & 7.86 & 1.00 & -1.24 & 1.00 & 21.86 \\ 0.01 & -0.05 & 1.00 & 0.05 & -0.05 & 0.05 & -1.00 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & -0.02 & 0.05 & 1.00 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ p_{t-1} \\ i_{t-1} \\ e_{t-1} \\ y_{t-1}^* \\ p_{t-1}^* \\ i_{t-1}^* \end{bmatrix}$$

Las cifras entre paréntesis son los estadísticos  $t$

Vale la pena analizar las ecuaciones de equilibrio doméstico un momento. De acuerdo con el Cuadro 3, la curva IS [8] tiene la forma

$$r_t = -0.13(e_t + p_t^* - p_t) - 0.16(y_t - y_t^*) - 2.78r_t^*$$

En el largo plazo, una depreciación real de 1,0 punto porcentual se traduce en una reducción de la tasa de interés real doméstica de 0,13 por ciento. Este resultado es consistente con el hecho de que la depreciación real incrementa, en el largo plazo, la competitividad nacional y reduce así el costo de capital (tasa de interés real). Además, se aprecia que un incremento en el ratio de productividad,  $y_t - y_t^*$ , de 1,0 punto porcentual reducirá la



tasa de interés real en 0,16 por ciento. Finalmente, una tasa de interés real externa mayor en 1 por ciento reducirá la tasa de interés real doméstica en 2,8 por ciento.

Con respecto a los coeficientes de ajuste, se puede concluir que ante un desequilibrio en el mercado de bienes, se encontró evidencia que un exceso de oferta en el mercado de bienes (una tasa de interés real por encima de su valor de equilibrio o un tipo de cambio real sobrevaluado,  $z_{1t} > 0$ ), tenderá a reducir las cuatro variables domésticas<sup>25</sup>. Un resultado interesante es que si la reducción del PBI fuera el único mecanismo de corrección, el equilibrio sería restituido en cerca de 7 meses.

Por otro lado, la condición de equilibrio en el mercado financiero viene dada, de acuerdo con [11], por

$$r_t - r_t^* = -0.05(e_t + p_t^* - p_t) + 0.05 y_t^*$$

Según esta ecuación, en el largo plazo, una depreciación real de 1,0 por ciento se traduce en una **reducción de la prima por riesgo** (del diferencial de tasas) en 0,05 por ciento. Este resultado es interesante ya que, a pesar de que la economía se encuentra fuertemente dolarizada, en el largo plazo el efecto de mayor competitividad producto de una depreciación real es mayor que un eventual efecto de hoja de balance<sup>26</sup>. Por su parte, un incremento de 1 por ciento en el producto externo incrementa la prima por riesgo en 0,05 por ciento. Ello se interpreta como que las inversiones extranjeras en Perú se realizan tras una comparación del desempeño de la economía local con las economías extranjeras.

¿Cómo reaccionan las variables del MCE ante desequilibrios en el mercado financiero? Como mecanismos de corrección, se encontró evidencia que ante una prima por riesgo por encima de su valor de equilibrio el PBI y el nivel de precios debe aumentar mientras que la tasa de interés nominal y el tipo de cambio deben disminuir. Es bueno comentar brevemente el último hallazgo. Partiendo de un diferencial de inflaciones estable, si bien en el largo plazo una depreciación real disminuye la prima por riesgo, en el corto plazo una **apreciación real** es el fenómeno que permitiría reducirla ( $\alpha_{22} > 0$  y  $\alpha_{42} < 0$ ). Esto puede entenderse como la existencia de significativos efectos hoja de balance en el corto plazo que son luego, en el largo plazo, más que compensado por efectos de competitividad externa. Ello es consistente con las relaciones detrás del primer vector de cointegración.

No obstante, surge una inquietud: ¿Acaso no se observan depreciaciones nominales casi inmediatas frente a incrementos en la prima por riesgo (por ejemplo, en el riesgo país)? Los hallazgos mencionados no contradicen esta regularidad empírica. Una depreciación nominal como respuesta ante una mayor percepción de riesgo se relaciona con el sentimiento del mercado y no es necesariamente una respuesta que vaya a corregir el incremento de la prima por riesgo<sup>27</sup>. Una visión más fundamentalista, vinculada con predicciones de modelos teóricos, sugiere que una apreciación nominal (que derive en una apreciación real), en un mundo donde la mayoría de pasivos corporativos se encuentran en dólares, reforzaría el patrimonio de las empresas, con una consecuente reducción de la prima por riesgo<sup>28</sup>. Esta respuesta restituye el equilibrio y va en línea con las predicciones del MCE.

Por otro lado, la dinámica de corto plazo de las variables del modelo es compleja y será analizada con mayor detalle en la siguiente sección, una vez identificado los choques estructurales que la propician. Sin embargo, antes de proseguir es conveniente preguntarse si las propiedades del modelo son consistentes con la investigación previa. Para responder rápidamente a la interrogante, se procedió a calcular el indicador de desequilibrio en el mercado de bienes implícito en el MCE y compararlo con alguna medida de la brecha del

<sup>25</sup> Se esperaba que  $\alpha_{21} > 0$ . Se obtuvo, por el contrario,  $\alpha_{21} < 0$  aunque sin significancia estadística.

<sup>26</sup> Este resultado contrasta con lo hallado en Carranza y otros (2003) quienes estudian el efecto del tipo de cambio sobre el producto a nivel de firmas con técnicas de datos de panel. Sus resultados señalan que en una depreciación el efecto contractivo de hoja de balance más que compensa el efecto positivo de exportaciones netas. Las razones son el alto grado de dolarización de pasivos y la contracción del crédito en respuesta al deterioro de las hojas de balance de las empresas. El efecto que domina es la contracción crediticia que el MCE no recoge necesariamente.

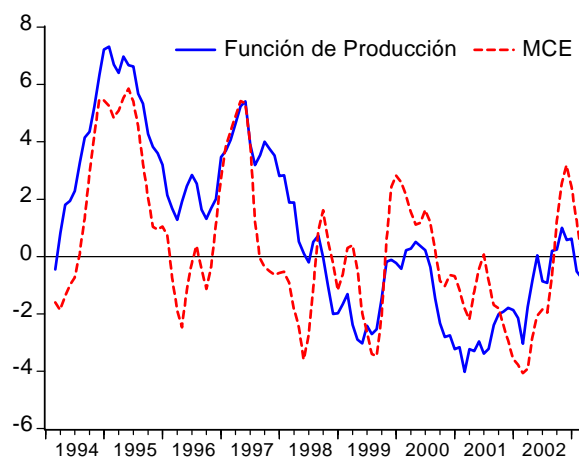
<sup>27</sup> Mayor detalle y evidencia para América Latina se encuentra en Winkelried (2003).

<sup>28</sup> Consúltese Morón y Winkelried (2002).

producto, un indicador más familiar de desequilibrio de corto plazo. Se utilizó la brecha del producto calculada en Miller (2003) con el método de la Función de Producción.

Como se aprecia en el gráfico 1, este cálculo se encuentra fuertemente relacionado con la medida de brecha del producto utilizada usualmente en el análisis y proyección de la inflación. Si bien existen discrepancias entre las medidas, atribuibles principalmente a las diferencias entre las metodologías utilizadas, la dinámica recogida en el MCE es similar con lo empleado en los modelos semiestructurales de proyección como el expuesto en Luque y Vega (2003).

**Gráfico 1**  
**Comparación de medidas de desequilibrio en el mercado de bienes**



Las series son los promedios móviles de tres meses de las brechas.

## 5. Los choques estructurales

Una vez estimado el MCE y determinadas las relaciones de largo plazo consistentes con los datos y con la teoría económica, es posible analizar cuáles son los choques que explican las distintas variables del modelo y en qué horizontes operan. Recordando lo establecido en la sección 3.2, los choques pueden ser clasificados en varias categorías:

- Un choque tiene efectos **permanentes** si en el largo plazo afecta el nivel de las variables del MCE, sin afectar las relaciones de cointegración expuestas. Por su parte, el choque tiene efectos **transitorios** si no afecta en el largo plazo el nivel de las diversas variables del modelo.
- Un choque es **real** si en el largo plazo afecta el nivel de las variables reales del modelo (los índices de producción externo y doméstico). Por otro lado, el choque es **nominal** si el efecto acumulado sobre la producción interna y externa es cero en el largo plazo. Ha sido posible implementar esta clasificación a partir de la hipótesis de neutralidad.
- Un choque es **externo** si conlleva a algún tipo de respuesta en las variables externas (e internas) del modelo. Por el contrario, el choque es **doméstico** si sólo genera respuestas de las variables internas del modelo. Esta clasificación fue posible por el hecho de que Perú es una economía pequeña y abierta.



### 5.1. Estimación e interpretación

Los choques permanentes ya han sido reconocidos en la ecuación [15] y se anticipan algunos resultados al categorizar las dos primeras perturbaciones transitorias como, en términos de Cushman y Zha (1997), **choques de información** (doméstico y externo). Estos choques, al tener efectos de muy corto plazo, se vinculan al comportamiento volátil del mercado financiero y, por tanto, se espera que sus efectos sean mayores sobre las tasas de interés y el tipo de cambio nominal.

Utilizando los procedimientos expuestos en el Anexo 2, se procedió a estimar las matrices  $\Gamma$  y  $\Phi$  con las restricciones presentadas en las ecuaciones [16] y [17]. Los resultados se muestran en el Cuadro 4. Ciertamente, es ambicioso pretender identificar con exactitud el origen de cada choque. Sin embargo, a continuación se ensaya una lectura a los resultados tal que permite “etiquetar” a cada uno, de acuerdo con los efectos causados en las variables del MCE.

**Cuadro 4**  
Estimación estructural del MCE (matrices  $\Gamma$  y  $\Phi$ )

$$\begin{aligned}
 \mathbf{x}_t = \Gamma \boldsymbol{\varphi}_t + \dots &\rightarrow \begin{bmatrix} y_t \\ p_t \\ i_t \\ e_t \\ y_t^* \\ p_t^* \\ i_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.52 & 0 & 0.43 & 0 \\ 0.63 & -1.12 & 0.29 & -0.81 \\ 0.04 & 0.01 & 0.08 & 0.01 \\ 0.01 & -0.43 & 0.41 & -0.81 \\ 0.32 & 0 & 0 & 0 \\ 0.06 & -0.69 & 0 & 0 \\ 0.06 & 0.01 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varphi_t^{R*} \\ \varphi_t^{N*} \\ \varphi_t^R \\ \varphi_t^N \end{bmatrix} + \dots \\
 \boldsymbol{\varepsilon}_t = \Phi \begin{bmatrix} \varphi_t \\ \psi_t \end{bmatrix} &\rightarrow \begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t} \\ \varepsilon_{p,t} \\ \varepsilon_{i,t} \\ \varepsilon_{e,t} \\ \varepsilon_{y^*,t} \\ \varepsilon_{p^*,t} \\ \varepsilon_{i^*,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1.00 & -0.08 & 1.00 & 0 & 0.00 & 0.39 & 0.00 \\ 0.62 & -0.52 & 0.31 & 0 & 0.00 & 0.05 & 0.00 \\ 0.04 & 1.21 & 0.42 & 1.00 & 0.10 & 0.12 & 0.00 \\ -0.08 & 0.79 & 0.19 & -0.47 & 1.00 & 1.00 & 0.00 \\ -0.73 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.00 & 0.08 \\ -0.05 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.12 & 0.57 \\ -0.01 & 1.00 & 0 & 0 & 0 & 0.92 & 1.31 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varphi_t^{R*} \\ \varphi_t^{N*} \\ \varphi_t^R \\ \varphi_t^N \\ \psi_t^1 \\ \psi_t^2 \\ \psi_t^3 \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

Las cifras entre paréntesis son los estadísticos t

El choque real externo es un choque de demanda que incrementa en el corto y largo plazo el nivel de precios y el PBI domésticos. Asimismo, el nivel de precios y el PBI externos sufren una disminución en el largo plazo. Si se agrega el hecho que el choque induce a una apreciación nominal que no se corrige, puede deducirse que el efecto cualitativo del choque tiene que ver con un incremento en la competitividad de la economía peruana, relativa a la externa. De hecho, el choque tiene muchas de las características de una mejora en los términos de intercambio. Por su parte, el choque real doméstico presenta efectos similares en el largo plazo (aunque induce a un incremento del tipo de cambio real) y puede ser visto como un desplazamiento hacia la derecha de la curva IS, presumiblemente por una expansión en la inversión local.



El choque externo nominal también es un choque de demanda que fomenta un incremento en la tasa de interés nominal doméstica, una apreciación nominal y una reducción permanente del nivel de precios. Esta perturbación puede interpretarse como un incremento en la tasa de interés internacional o una política monetaria restrictiva en las economías industrializadas. Por otro lado, el choque tiene las características de un **choque de política monetaria**: no genera una respuesta contemporánea ni en el producto ni en el nivel de precios, induce en el impacto a una apreciación nominal y reduce permanentemente el nivel de precios<sup>29</sup>.

La quinta perturbación es un choque de información doméstico, con características de ataque especulativo: una depreciación nominal en el impacto acompañada por cierta respuesta correctiva de la tasa de interés nominal. El sexto choque es similar pero tiene efectos en las variables externas, por lo que tiene que ver con movimientos originados en los mercados financieros internacionales. El séptimo choque no presenta efectos considerables en las variables domésticas y es difícil de interpretar. Lo único que se puede concluir con cierta confiabilidad es que es externo.

## 5.2. Importancia de los choques en las variables del MCE

En el Cuadro 5 se presenta la descomposición de la varianza de las variables domésticas del modelo. Estas cifras son una medida de la importancia que tiene cada uno de los choques mencionados en explicar las distintas variables en varios horizontes de tiempo.

**Cuadro 5**  
**Descomposición de la varianza del error de predicción de las variables del MCE**  
(en porcentajes)

Variable	Meses	Choques Permanentes				Choques Transitorios			Total
		Real Externo	Nominal Externo	Real Doméstico	Nominal Doméstico	Doméstico de información	Externo de información	Otro choque externo	
<i>y</i>	6	31,5	4,7	43,5	11,9	2,9	4,3	1,1	100
	12	35,0	2,4	47,2	8,3	2,1	4,0	1,0	100
	24	30,4	2,1	58,3	4,2	2,6	1,9	0,5	100
	48	27,7	1,2	65,2	2,8	1,6	1,5	0,0	100
	∞	31,0	0,0	68,9	0,0	0,0	0,0	0,0	100
<i>p</i>	6	17,0	15,4	22,0	32,1	4,1	4,2	5,1	100
	12	11,7	15,4	17,0	43,9	2,3	4,3	5,4	100
	24	7,0	23,2	9,7	49,6	3,8	3,0	3,6	100
	48	1,7	25,0	8,8	58,8	1,7	1,7	2,4	100
	∞	1,9	27,4	4,7	66,0	0,0	0,0	0,0	100
<i>i</i>	6	11,2	22,2	15,2	13,3	13,5	19,8	4,8	100
	12	10,2	24,6	13,8	12,1	11,9	22,1	5,4	100
	24	8,2	28,2	14,8	13,0	19,7	15,6	0,4	100
	48	6,6	34,1	20,7	19,0	10,7	7,6	1,4	100
	∞	5,3	37,0	33,5	24,2	0,0	0,0	0,0	100
<i>e</i>	6	4,4	16,5	8,1	12,7	25,9	25,9	6,5	100
	12	2,8	17,8	8,5	13,5	28,2	24,5	4,7	100
	24	2,3	21,1	14,7	17,5	19,7	17,1	7,5	100
	48	1,8	29,3	16,7	24,2	11,5	9,9	6,5	100
	∞	0,4	41,3	23,7	34,7	0,0	0,0	0,0	100

En el cuadro, se aprecia que son los choques reales los que explican casi la totalidad de variabilidad del PBI doméstico (*y*). En el largo plazo, cerca del 70 por ciento de éste se debe a fluctuaciones reales internas mientras que el 30 por ciento restante se explica por cambios en las condiciones externas, como, por ejemplo, variaciones en los términos de intercambio. Este resultado se relaciona con la estructura productiva sectorial del país: cerca del 70 por ciento corresponde a bienes no transables mientras que el resto se trata de bienes transables<sup>30</sup>.

<sup>29</sup> Se sugiere revisar los comentarios finales (sección 6) para una mayor discusión sobre esta conclusión.

<sup>30</sup> Consúltese INEI (2000).





Por su parte, las tendencias nominales, por construcción, no tienen efectos sobre el PBI en el largo plazo. Sin embargo, en menos de un año un significativo 12 por ciento de la volatilidad del PBI es explicado por choques nominales domésticos (de política monetaria), mientras que en un horizonte de un año esta contribución se reduce a 8 por ciento. Ello sugiere cierta influencia de la política monetaria sobre el gasto dentro de un horizonte de 12 meses a partir del choque, lo que evidencia la existencia de un canal de inversión de la política monetaria.

En el largo plazo la tendencia nominal interna explica el 66 por ciento de la varianza del nivel de precios ( $p_t$ ) mientras que la tendencia nominal externa contribuye con un 27 por ciento. Este resultado sugiere que el proceso de desinflación vivido en los años noventa se ha debido en gran parte al manejo monetario local, a la vez que ha sido influenciado por procesos similares en las economías de la región y en los socios comerciales.

En el corto plazo (menos de un año), una importante proporción de la inflación es explicada por choques reales (17 por ciento por choques externos y 22 por ciento por choques domésticos). Asimismo, cuando se pasa de un horizonte de 6 meses a uno de 12 meses se observa un incremento significativo de la importancia del choque de política monetaria (nominal doméstico) en determinar el nivel de precios. Ello es consistente con hallazgos en los que el rezago de política monetaria (cuánto tiempo toma un choque de política en transmitirse a la inflación) es mayor a un año, aunque comienza a manifestarse en horizontes más cortos.

Con respecto a la tasa de interés interna ( $i_t$ ), se aprecia que en choques transitorios (de información) son importantes, llegando a explicar el 22 por ciento de la volatilidad en un año. En el largo plazo, por su parte, los determinantes de la tasa de interés se dividen entre la tendencia nominal (política monetaria) externa (con 37 por ciento), la tendencia real doméstica (con 34 por ciento) y la tendencia nominal doméstica (choque de política monetaria, con 24 por ciento).

Finalmente, en el corto plazo los diversos choques transitorios, vinculados con el comportamiento de los mercados financieros y el efecto de “noticias” (choques de información) sobre éstos, son importantes predictores del tipo de cambio ( $e_t$ ). En el largo plazo, aspectos fundamentales adquieren mayor relevancia como lo son los choques de política monetaria (externos, con 41 por ciento e internos, con 35 por ciento) y choques reales domésticos (con 24 por ciento).

### 5.3. Funciones impulso-respuesta

Los resultados anteriores pueden ser analizados con mayor detalle al observar cómo responden las variables del MCE, y algunas definiciones derivadas a partir de ellas, ante los choques estructurales. A continuación se presentan las funciones de respuesta ante un impulso considerando los choques con efectos permanentes<sup>31</sup>, que según el Cuadro 5 son los relevantes para explicar tanto el PBI como el nivel de precios domésticos.

En el gráfico 2 se muestran las respuestas ante el choque real externo. Como se ha explicado, se observa como respuesta contemporánea (en el impacto) un incremento en el PBI e inflación (choque de demanda), acompañado de una reducción en la tasa de interés real y una apreciación real. En el largo plazo, se percibe un aumento en el nivel del PBI, el nivel de precios, una apreciación real y no se tienen efectos sobre la tasa de interés real. Se confirma que el choque real externo se puede interpretar como un aumento en los términos de intercambio y explica, en el largo plazo, el 30 por ciento de la variabilidad del PBI doméstico<sup>32</sup>.

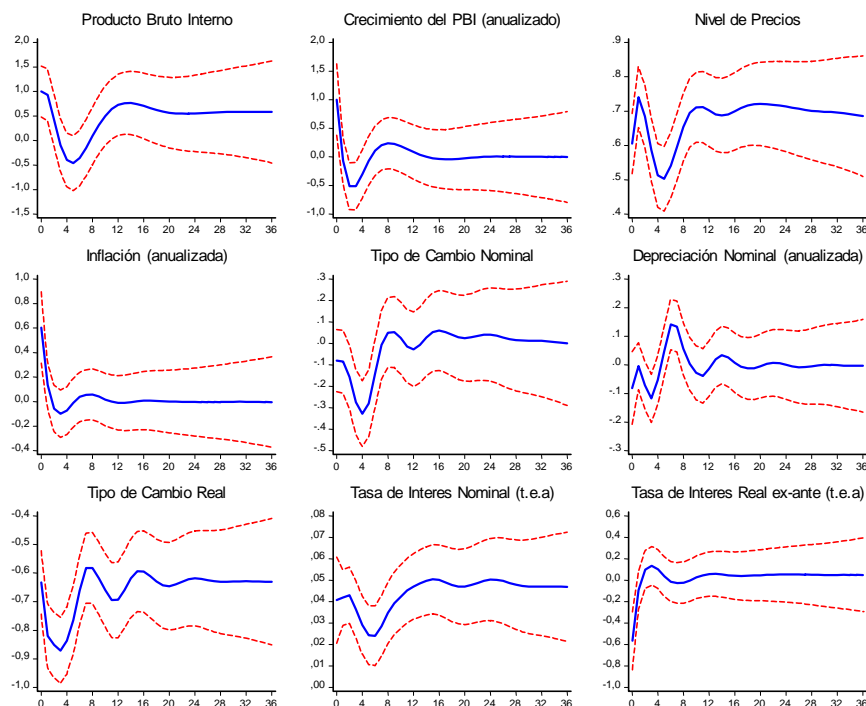
---

<sup>31</sup> Las respuestas ante los choques transitorios pueden ser solicitadas al autor.

<sup>32</sup> Canova (2003) encuentra que en algunos países de América Latina, entre ellos el Perú, cerca del 55 por ciento de las fluctuaciones domésticas se explican por variables externas. Esta cifra es mayor a la encontrada presumiblemente porque Canova utiliza variables como precios de *commodities* e índices de bonos de mercados emergentes que podrían estar afectando la inversión en el país. Al parecer, el choque real doméstico estaría recogiendo este efecto ya que las fluctuaciones en las variables mencionadas típicamente no tienen efectos sobre los países “externos” considerados en los datos.



**Gráfico 2**  
**Respuesta de variables domésticas ante el choque real externo**



La magnitud del choque fue tal que conlleva a un aumento en el impacto de 1 por ciento en el PBI. Las respuestas han sido suavizadas sin alterar su comportamiento. Las bandas de confianza fueron calculadas con los errores estándares asintóticos del MCE

En el gráfico 3 se presentan las respuestas ante el choque nominal externo, interpretado como un aumento en la tasa de interés internacional. Cabe recordar que este choque explica en el largo plazo cerca del 30 por ciento del nivel de precios doméstico, y cerca del 40 por ciento de la variabilidad de la tasa de interés local y del tipo de cambio.

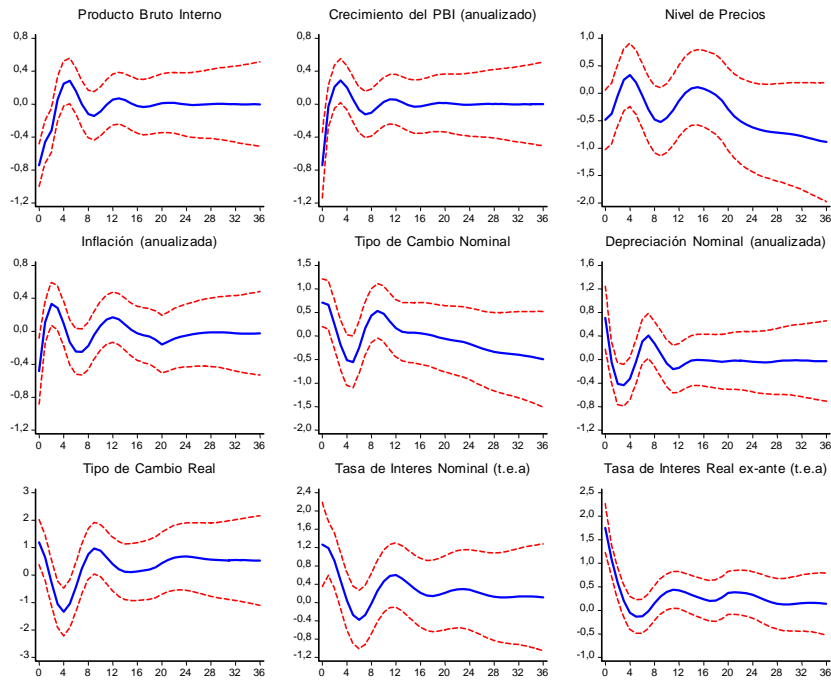
La respuesta inicial negativa del PBI ante este choque encuentra tres explicaciones relacionadas. En primer lugar, la mayor tasa de interés externa induce a una depreciación nominal que, en un contexto de pasivos dolarizados, es contractiva (en el corto plazo). En segundo lugar, la mayor tasa de interés externa incrementa el costo de financiarse en dólares, traduciéndose en condiciones monetarias restrictivas. Finalmente, el choque incrementa la tasa de interés local, restringiendo aún más las condiciones monetarias. Nuevamente, este gráfico sugiere la existencia de un canal de inversión tanto en dólares como en nuevos soles.

Por su parte la respuesta negativa de la inflación puede entenderse de dos maneras. La primera implica un efecto *pass-through*. El modelo incluye una ecuación de equilibrio en el mercado externo de modo que la mayor tasa de interés externa conlleva a una menor inflación internacional que, aparentemente, es transferida a los precios domésticos. Por otro lado, podría pensarse en un componente de demanda de la inflación (véase el cuadro 5), de forma que la reducción en la inflación se asocia con la desaceleración de la actividad económica.

Por otro lado, en el gráfico 4 se presenta las respuestas ante el choque real doméstico, etiquetado como un aumento en la inversión. Es bueno recordar que, según el cuadro 5, este choque es importante al explicar el 70 por ciento de la variabilidad del PBI, el 30 por ciento de la varianza de la tasa de interés local y el 20 por ciento de la volatilidad del tipo de cambio nominal en el largo plazo. El choque real doméstico se entiende como un desplazamiento de la Curva IS. De acuerdo con la sección 3.1.1, una vez ocurrido el choque se requiere de una ligera reducción del PBI, del nivel de precios y de la tasa de interés doméstica para reestablecer el equilibrio.

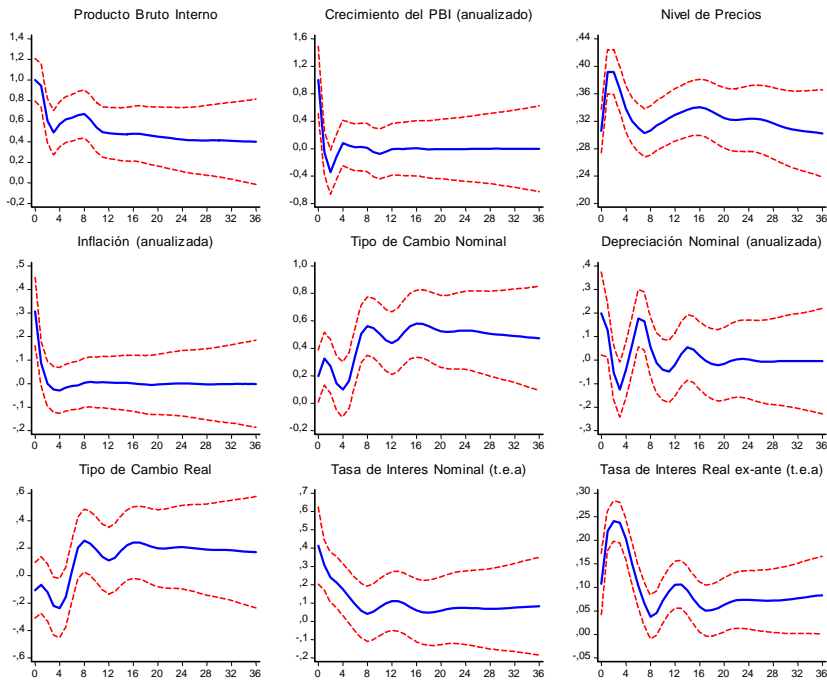


**Gráfico 3**  
**Respuesta de variables domésticas ante el choque nominal externo**



La magnitud del choque fue tal que conlleva a un aumento en el impacto de 1 por ciento en la tasa de interés internacional (no mostrado).

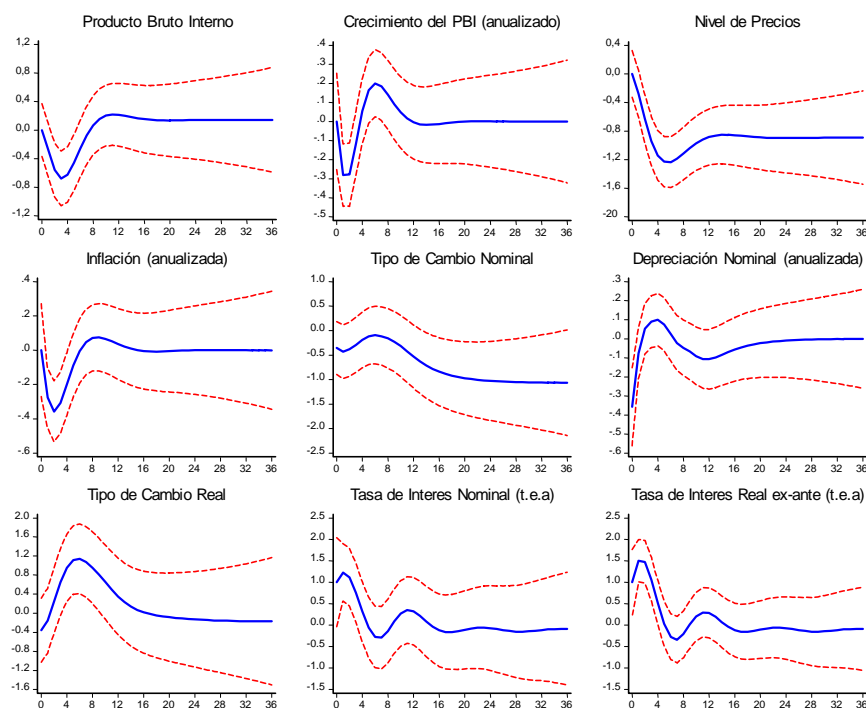
**Gráfico 4**  
**Respuesta de variables domésticas ante el choque real doméstico**



La magnitud del choque fue tal que conlleva a un aumento en el impacto de 1 por ciento en el PBI.



**Gráfico 5**  
**Respuesta de variables domésticas ante el choque nominal doméstico**



La magnitud del choque fue tal que conlleva a un aumento en el impacto de 1 por ciento en la tasa de interés nominal doméstica. Las respuestas han sido suavizadas sin alterar su comportamiento. Las bandas de confianza fueron calculadas con los errores estándares asintóticos del MCE.

Finalmente, en el gráfico 5 se presentan las respuestas ante el choque nominal doméstico. De acuerdo con el cuadro 5, este choque explica en el largo plazo cerca del 60 por ciento del nivel de precios doméstico, el 25 por ciento de la variabilidad de la tasa de interés local y el 35 por ciento de la volatilidad del tipo de cambio nominal. En el corto plazo (horizontes menores a un año) explica más del 10 por ciento de la variabilidad del PBI real.

El comportamiento del PBI y el nivel de precios ante este choque sugiere la presencia de importantes efectos de demanda sobre la inflación. Las respuestas del PBI e inflación son, sin embargo, más rápidas que las esperadas o que las consideradas en los modelos de proyección. Según este gráfico el rezago de política monetaria es menor a un año y se perciben sus efectos en la inflación y en el PBI simultáneamente. Las razones detrás de este resultado aparentemente contraintuitivo son la frecuencia mensual de los datos y la marcada volatilidad de la tasa de interés en la muestra analizada (desde 1994). No obstante, las magnitudes de las respuestas parecen razonables: el incremento de 1,0 por ciento de la tasa de interés reduce al PBI (la brecha del producto) entre 0,5 y 0,6 por ciento y la inflación entre 0,2 y 0,3 por ciento. Estos efectos vienen acompañados de un incremento de 0,5 por ciento la tasa de interés real en nuevos soles y una apreciación nominal de entre 0,5 y 1,0 por ciento.

## 6. Comentarios finales

El ejercicio de identificación expuesto ha permitido derivar dos conclusiones importantes para el diseño de la política monetaria en el Perú. En primera instancia, a partir del análisis de descomposición de varianza y de los efectos del choque identificado como de política monetaria, se ha evidenciado la presencia de un canal de tasa de interés por el cual acciones del Banco Central afectan la demanda agregada y la inflación. No obstante, el MCE utiliza datos bastante agregados y no es del todo capaz de identificar la moneda en la que el mencionado canal



opera. Intuitivamente, se espera que el mismo choque de política genere efectos en la misma dirección en las tasa de interés reales tanto en soles (directamente) como en dólares (indirectamente, a través de su efecto sobre el tipo de cambio esperado). La investigación futura podría concentrarse en desagregar este canal por monedas, por ejemplo incluyendo una tasa de interés doméstica en dólares en el MCE.

Asimismo, este documento ha tenido la ventaja sobre trabajos previos no sólo de contar con mayor información, sino además de incluir en la muestra casi tres años de tasas de interés estables. Como se desprende de Christiano y otros (1998), identificar choques de política es una tarea más complicada si se utilizan agregados monetarios como instrumentos, en comparación con utilizar tasas de política monetaria. Por este motivo, tomando como antecedente los hallazgos de Barrera (2000), la aplicación de una metodología como la expuesta en el futuro, cuando se cuente con períodos más prolongados de tasas estables, podría brindar un mejor entendimiento del canal de interés aquí esbozado.

No obstante, es bueno reconocer algunas limitaciones. Como se vio, el choque identificado como *de política monetaria* es en realidad un *choque de demanda nominal*. A juicio del autor, la correcta identificación histórica de choques monetarios requeriría, para el caso peruano, la introducción de la cantidad por dinero, pues ésta es una variable informativa sobre las tendencias nominales de largo plazo, sobre todo considerando el proceso de desinflación en el Perú durante los 90s. Alternativamente, consistente con el esquema de metas de inflación, también podría interpretarse al choque nominal como un cambio (permanente) en la meta de inflación. Considerar estos aspectos podría refinar los hallazgos de este documento

La segunda conclusión tiene que ver con la presencia de efectos de hojas de balances que lleva a contracciones después de depreciaciones reales. El análisis permite sostener que estos efectos son importantes en el corto plazo, pero en el largo plazo son más que compensados por las mejoras en competitividad motivadas por la depreciación. Es interesante notar que este hallazgo se da con datos agregados. La investigación futura podría procurar brindar mayor evidencia al respecto, considerando variables crediticias o exportaciones netas (en lugar, por ejemplo de  $y_t^*$ ) en el MCE.



## 7. Bibliografía

- Amisano, G. y C. Giannini** (1997), *Topics in structural VAR econometrics*, Springer.
- Arena, M. y P. Tuesta** (1998), “Fundamentos y desalineamientos del tipo de cambio real de equilibrio en el Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 3, pp. 29 – 50.
- Armas, A., F. Grippa, Z. Quispe y L. Valdivia** (2001), “De metas monetarias a metas de inflación en una economía con dolarización parcial”, Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 7, pp. 25 – 74.
- Barrera, C.** (2000), “Mecanismos de transmisión y reglas de política monetaria: la posición de la política monetaria como variable de estado”, Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 6, pp. 71 – 121.
- Bernanke, B. S. y I. Mihov** (1998), “Measuring monetary policy”, *Quarterly Journal of Economics*, 113, pp. 869 – 902.
- Bringas, P. y V. Tuesta** (1997), “El Superávit de encaje y los mecanismos de transmisión de la política monetaria: una aproximación”, Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 2.
- Canova, F.** (2003), “The transmission of US shocks to Latin America”, *CEPR Discussion Paper*, 3963.
- Carranza, L. J. Cayo y J. E. Galdón** (2003), “Debt composition and balance sheet effects of exchange and interest rate volatility: The case of Peru”, Centro de Investigación de la Facultad de Ciencias Económicas, Universidad San Martín de Porres.
- Céspedes, L. F., R. Chang y A. Velasco** (2000), “Balance sheets and exchange rate policy”, *NBER Working Paper*, 7840.
- Cushman, D. y T. Zha** (1997), “Identifying monetary policy in a small open economy under flexible exchange rates”, *Journal of Monetary Economics*, 39, pp. 433 – 448.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum y C. L. Evans** (1998), “Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?” en Taylor, J. y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1a, Ch. 2, Elsevier.
- Davidson, R. y J. G. MacKinnon** (1993), *Estimation and inference in econometrics*, Oxford University Press.
- De la Cuba, M. y D. Winkelried** (2004), “¿Una Moneda Común? Nuevas evidencias para América Latina”, *Integración & Comercio*, No. 20, INTAL - BID, Enero - Julio, *en prensa*.
- Favero, C.** (2001), *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press.
- Ferreira, J. y R. Herrada** (2003), “Tipo de cambio real y sus fundamentos: Estimación del desalineamiento”, Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 10, pp. 201 – 228.
- Gonzalo, J. y S. Ng** (2001), “A systematic framework for analyzing the dynamic effects of permanent and transitory shocks”, *Journal of Economic Dynamics & Control*, 25, pp. 1527 – 1546.
- Hamilton, J.** (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- INEI** (2000), “Matrices especiales de la tabla Insumo Producto 1994”, Instituto Nacional de Estadística e Informática, *Colección: Cambio de año base de las cuentas nacionales del Perú*.
- Jacobsson, T., P. Jansson, A. Vredin y A. Warne** (2002), “Identifying the effects of monetary policy shocks in an open economy”, Sveriges Riksbank, *Working Paper*, 134.
- Johansen, S.** (1991), “Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models”, *Econometrica*, 59, pp. 1551 – 1580.
- Johansen, S.** (1995), “Identifying restrictions of linear equations with applications to simultaneous equations and cointegration”, *Journal of Econometrics*, 69, pp. 111 – 132.
- King, R. G., C. I. Plosser, J. H. Stock y M. W. Watson** (1991), “Stochastic trends and economic fluctuations”, *American Economic Review*, 81, pp. 819 – 840.
- León, D.** (1999), “La información contenida en los agregados monetarios en el Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 5, pp. 11 – 26.



- Luque, J. y M. Vega** (2003), “Usando un modelo semi-estructural de pequeña escala para hacer proyecciones: Algunas consideraciones”, Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 10, pp. 13 – 39.
- Miller, S.** (2003), “Métodos alternativos para la estimación del PBI potencial: Una aplicación para el caso del Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 10, pp. 63 – 101.
- Morón, E. y D. Winkelried** (2002), “Reglas de política monetaria para economías financieramente vulnerables”, Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 8, pp. 49 – 76.
- Quispe, Z.** (2000), “Política monetaria en una economía con dolarización parcial: el caso del Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 6, pp. 13 – 37.
- Rossini, R.** (2001), “Aspectos de la Adopción de un Régimen de Metas de Inflación en el Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 7, pp. 11 – 23.
- Stock, J. H. y M. W. Watson** (1988), “Testing for common trends”, *Journal of the American Statistical Association*, 83, pp. 1097 – 1107.
- Svensson, L. E. O.** (2000), “Open-economy inflation targeting”, *Journal of International Economics*, 50, pp.155 - 183.
- Warne, A.** (1993), “A common trends model: Identification, estimation and inference”, Institute for International Economics Studies, Stockholm University, *Seminal Paper*, 55.
- Winkelried, D.** (2003), “Interdependencia y contagio financiero en América Latina”, *Monetaria*, Vol. XXVI, No. 1, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, pp. 1 – 31.





## Anexo 1 Información utilizada

Los datos utilizados en la sección empírica de este documento son mensuales desde enero de 1993 hasta abril de 2003. Las variables son expresadas en logaritmos y multiplicadas por 12 por lo que sus variaciones son tasas porcentuales anualizadas. La excepción a esta regla son las tasas de interés que son expresadas en niveles anualizados. Además, como una prueba de solidez de resultados se realizaron estimaciones utilizando varias definiciones de las variables, obteniendo resultados cualitativamente similares. Éstas se listan a continuación entre corchetes:

### Variables domésticas (Fuente: BCRP)

- $y$  Índice de PBI Real [Índice del PBI No Primario] desestacionalizado
- $p$  IPC subyacente [IPC]
- $i$  Tasa de interés nominal interbancaria ajustada (ver abajo)
- $e$  Tipo de cambio nominal (S/. por US\$)

### Variables externas (Fuente: www.economagic.com)

- $y^*$  Índice de producción industrial de países industrializados [de EEUU]
- $p^*$  IPC de países industrializados [IPC de EEUU]
- $i^*$  Tasa LIBOR en dólares a 3 meses

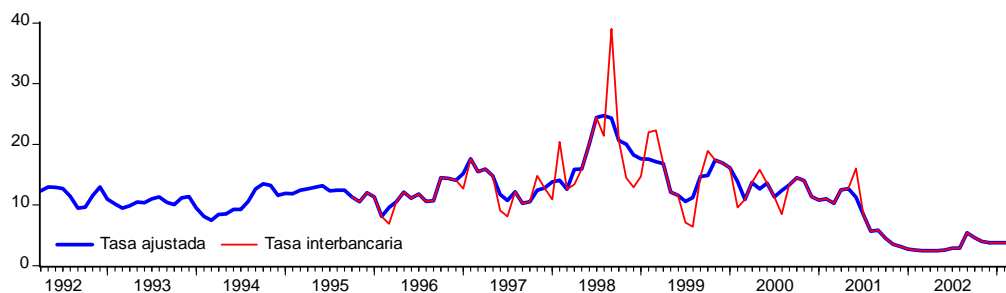
### Variables exógenas al VAR

- Precio del petróleo WTI (Fuente: Bloomberg)
- Índice climático ENSO (Fuente: www.cdc.noaa.gov/~kew/MEI/)

La intención de incluir una tasa de interés es la de contar en el modelo con algún instrumento de política monetaria. La tasa de interés corto plazo disponible en moneda nacional es la tasa interbancaria (desde octubre de 1995). Hasta fines de los 90s esta tasa era determinada libremente por el mercado sin mayor influencia del BCRP, quien monitoreaba agregados monetarios directamente. Por este motivo, los datos observados no responden necesariamente a una variable de política monetaria.

Para lidiar con este problema se estimó una ecuación que explica la tasa a partir de indicadores operativos del BCRP como el excedente de encajes, los saldos en cuenta corriente y la tasa de redescuento. Con este procedimiento no sólo se consiguió una tasa de interés más suave sino que además se pudo proyectar hacia atrás sus valores, de enero de 1992 hasta setiembre de 1995. Los resultados se muestran en el siguiente gráfico:

**Tasas de interés interbancaria observada y la utilizada en el MCE**





## Anexo 2

### Estimación de la forma estructural

La estimación de la forma estructural del MCE es, en principio, similar a la de un VAR estructural. No obstante, es necesario considerar un conjunto de restricciones pertinentes que aseguren la consistencia entre la forma estructural y la existencia de cointegración. En Warne (1993) se propone un procedimiento para la estimación de las matrices  $\Phi$  y  $\Gamma$  descritas en el texto y se desarrolla la teoría asintótica formal relacionada. Sin embargo, los resultados obtenidos con la implementación de dicho procedimiento no fueron satisfactorios. Como sostienen Davidson y MacKinnon (1993), la estimación de la forma estructural tiende a ser muy sensible a los supuestos de identificación, al implicar el uso de condiciones de momentos que no son necesariamente las que se ven reflejadas en los datos. Ello es particularmente cierto si los datos son volátiles, como ocurre en esta investigación. Más aún, debe considerarse que usualmente la estimación puede llevar a múltiples soluciones o a situaciones en donde las matrices de parámetros estructurales son singulares y, por ende, se encuentren puntos en el espacio de parámetros que vuelvan indefinida la función objetivo del problema de estimación.

Por estos motivos, se optó por una estrategia de estimación distinta a las propuestas en la literatura. Ésta apunta a aliviar la carga computacional detrás de la estimación estructural y a levantar las posibles indeterminaciones mediante un mayor control del problema de optimización relacionado. El método es secuencial y consiste en *concentrar* la estimación en algunos parámetros “fáciles de estimar” y condicionar la estimación de parámetros “difíciles de estimar” a los resultados hallados en las etapas previas. Cabe mencionar que la propuesta está basada en la conciliación de los resultados analíticos de Warne (1993), Johansen (1995) y Gonzalo y Ng (2001).

Para efectos de la discusión, es bueno recordar que el MCE, con  $n$  variables y  $r$  relaciones de cointegración, está definido por la ecuación [2]. Además, los choques estructurales están recogidos en los vectores definidos en [15] donde  $\varphi_t$  es un vector de dimensión  $k = n - r$  que recoge los choques con efectos permanentes mientras que  $\psi_t$  recoge  $r$  choques con efectos transitorios. Esta representación implica, por [5], que

$$\lim_{h \rightarrow \infty} \frac{\partial \mathbf{x}_{t+h}}{\partial \boldsymbol{\varphi}_t} = \boldsymbol{\Gamma}_{n \times k} \quad \text{y} \quad \lim_{h \rightarrow \infty} \frac{\partial \mathbf{x}_{t+h}}{\partial \boldsymbol{\psi}_t} = \mathbf{0}_{n \times r} \quad [\text{A1}]$$

Asimismo, como se vio en [17], los residuos del MCE son combinaciones lineales de los choques estructurales,

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = \boldsymbol{\Phi} \begin{bmatrix} \boldsymbol{\varphi}_t \\ \boldsymbol{\psi}_t \end{bmatrix} = \boldsymbol{\Phi} \mathbf{v}_t \quad [\text{A2}]$$

Siguiendo a Amisano y Giannini (1997), la estimación de la forma estructural se centra en maximizar

$$\ell = -2 \ln(|\boldsymbol{\Phi}|) - \text{traza} \left( \left( \boldsymbol{\Phi}^{-1} \right)' \left( \boldsymbol{\Phi}^{-1} \right) \left[ \frac{\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t'}{T} \right] \right) \quad [\text{A3}]$$

donde, como se verá en seguida, la elección de  $\boldsymbol{\Phi}$  está sujeta a tres conjuntos de restricciones lineales: (i) restricciones que aseguren la consistencia con la cointegración de los elementos del vector  $\mathbf{x}_t$  (que implica una relación entre  $\boldsymbol{\Phi}$  y  $\boldsymbol{\Gamma}$ ), (ii) restricciones sobre efectos contemporáneos de los choques estructurales sobre los residuos del MCE y (iii) restricciones sobre efectos acumulados de los choques sobre los elementos de  $\mathbf{x}_t$ .

Se procede en cuatro pasos:

**Primer paso:** Es necesario encontrar una relación entre  $\boldsymbol{\Phi}$  y  $\boldsymbol{\Gamma}$ . Considere la representación VMA del MCE [2],

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{C}(L)\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{C}(L)\boldsymbol{\Phi} \mathbf{v}_t \quad [\text{A4}]$$



El polinomio  $C(L)$  es infinito y  $C(L)\Phi$  recoge los elementos de las diversas funciones de respuesta al impulso. Si se denota al valor del polinomio  $C(L)$  en el largo plazo como  $C \equiv C(1)$  se tiene que

$$C\Phi = \begin{bmatrix} \lim_{h \rightarrow \infty} \frac{\partial \mathbf{x}_{t+h}}{\partial \boldsymbol{\varphi}_t} & \lim_{h \rightarrow \infty} \frac{\partial \mathbf{x}_{t+h}}{\partial \boldsymbol{\psi}_t} \end{bmatrix} = [\Gamma \quad \mathbf{0}] \quad [A5]$$

Como se demuestra en Warne (1993, p. 8) y Johansen (1995, p. 121), una manera directa de calcular la matriz  $C$  es considerando que

$$C = \boldsymbol{\beta}_\perp (\boldsymbol{\alpha}'_\perp \Lambda(1) \boldsymbol{\beta}_\perp)^{-1} \boldsymbol{\alpha}'_\perp \quad [A6]$$

donde el operador  $\perp$  es tal que para una matriz cualquiera  $\mathbf{M}$  se cumple que  $\mathbf{M}'\perp\mathbf{M} = \mathbf{0}^{33}$  y  $\Lambda(1)$  es la suma de todas las matrices de coeficientes autoregresivos del VAR restringido [1].

**Segundo paso:** Un resultado bastante útil de Gonzalo y Ng (2001, p. 1532) es que la matriz de efectos contemporáneos  $\Phi$  puede ser descompuesta, a su vez, como

$$\Phi = \mathbf{G}^{-1}\mathbf{H} \quad [A7]$$

donde la matriz  $\mathbf{G}$  es conocida

$$\mathbf{G} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\alpha}'_\perp \\ \boldsymbol{\beta}' \end{bmatrix} \quad [A8]$$

y la matriz cuadrada  $\mathbf{H}$  es, por el momento, arbitraria.

**Tercer paso:** Al juntar las ecuaciones [A5] con [A7] se derivan las principales ecuaciones envueltas en el procedimiento de estimación. Al respecto se deduce que

$$C\mathbf{G}^{-1}\mathbf{H} = [\Gamma \quad \mathbf{0}] \quad [A9]$$

Nótese que la inversa de  $\mathbf{G}$  es

$$\mathbf{G}^{-1} = [\boldsymbol{\beta}_\perp (\boldsymbol{\alpha}'_\perp \boldsymbol{\beta}_\perp)^{-1} \quad \boldsymbol{\alpha}' (\boldsymbol{\beta}' \boldsymbol{\alpha})^{-1}] \quad [A10]$$

Luego, defínase a la matriz  $\mathbf{W}$  como el producto  $C\mathbf{G}^{-1}$ , de modo que

$$\begin{aligned} \mathbf{W} &= C\mathbf{G}^{-1} = [\boldsymbol{\beta}_\perp (\boldsymbol{\alpha}'_\perp \Lambda(1) \boldsymbol{\beta}_\perp)^{-1} \boldsymbol{\alpha}'_\perp] [\boldsymbol{\beta}_\perp (\boldsymbol{\alpha}'_\perp \boldsymbol{\beta}_\perp)^{-1} \quad \boldsymbol{\alpha}' (\boldsymbol{\beta}' \boldsymbol{\alpha})^{-1}] \\ &= [\mathbf{W}_{11} \quad \mathbf{W}_{12}] = [\boldsymbol{\beta}_\perp (\boldsymbol{\alpha}'_\perp \Lambda(1) \boldsymbol{\beta}_\perp)^{-1} \quad \mathbf{0}] \end{aligned} \quad [A11]$$

El término de la izquierda de [A9] es

$$\mathbf{W}\mathbf{H} = [\mathbf{W}_{11} \quad \mathbf{W}_{12}] \begin{bmatrix} \mathbf{H}_{11} & \mathbf{H}_{12} \\ \mathbf{H}_{21} & \mathbf{H}_{22} \end{bmatrix} = [\mathbf{W}_{11}\mathbf{H}_{11} \quad \mathbf{W}_{11}\mathbf{H}_{12}] \quad [A12]$$

<sup>33</sup> Este operador es la proyección ortogonal de la matriz  $\mathbf{M}$  y se calcula como la matriz de los vectores propios asociados con los  $n - r$  valores propios más pequeños de la matriz  $\mathbf{M}(\mathbf{M}'\mathbf{M})^{-1}\mathbf{M}'$ . Ver Johansen (1991).



Al igualar esta expresión con el lado derecho de [A9] se concluye que

$$\mathbf{H}_{12} = \mathbf{0} \quad [\text{A13}]$$

$$\boldsymbol{\beta}_{\perp} (\boldsymbol{\alpha}'_{\perp} \Lambda(1) \boldsymbol{\beta}_{\perp})^{-1} \mathbf{H}_{11} = \boldsymbol{\Gamma} \quad [\text{A14}]$$

La matriz  $\mathbf{H}$  debe ser triangular inferior por bloques para asegurar la cointegración<sup>34</sup>.

Finalmente, de [A7] y [A10] se desprende que

$$\boldsymbol{\alpha}' (\boldsymbol{\beta}' \boldsymbol{\alpha})^{-1} \mathbf{H}_{21} = \boldsymbol{\Phi}_{11} - \boldsymbol{\beta}_{\perp} (\boldsymbol{\alpha}'_{\perp} \boldsymbol{\beta}_{\perp})^{-1} \mathbf{H}_{11} \quad [\text{A15}]$$

$$\boldsymbol{\alpha}' (\boldsymbol{\beta}' \boldsymbol{\alpha})^{-1} \mathbf{H}_{22} = \boldsymbol{\Phi}_{12} \quad [\text{A16}]$$

donde  $\boldsymbol{\Phi}_{11}$  y  $\boldsymbol{\Phi}_{12}$  son los bloques de  $\boldsymbol{\Phi}$ .

**Cuarto paso:** El análisis anterior ha provisto de una serie de ecuaciones que simplifican la optimización. Ello se da al haber expresado el problema en la elección de los **bloques** de la matriz  $\mathbf{H}$  ( $\mathbf{H}_{11}$ ,  $\mathbf{H}_{21}$  y  $\mathbf{H}_{22}$ ) en un sistema cuasi-recursivo. De este modo, la maximización de [A3] se consigue con la siguiente secuencia:

- De acuerdo con [A14], la matriz  $\boldsymbol{\Gamma}$  se determina únicamente con una elección apropiada de  $\mathbf{H}_{11}$ . Nótese que ningún otro bloque de  $\mathbf{H}$  afecta a  $\boldsymbol{\Gamma}$ . Asimismo, [A16] establece que la submatriz  $\boldsymbol{\Phi}_{12}$  es determinada sólo con  $\mathbf{H}_{22}$ .

Luego, para cualquier  $\mathbf{H}_{21}$  y  $\mathbf{H}_{22}$  se tiene que

$$\tilde{\mathbf{H}}_{11} = \arg \min_{\mathbf{H}_{11}} \{ \ell(\mathbf{H}_{11}, \mathbf{H}_{21}, \mathbf{H}_{22}) \} \quad [\text{A17}]$$

mientras que para cualquier  $\mathbf{H}_{11}$  y  $\mathbf{H}_{21}$  se tiene que

$$\tilde{\mathbf{H}}_{22} = \arg \min_{\mathbf{H}_{22}} \{ \ell(\mathbf{H}_{11}, \mathbf{H}_{21}, \mathbf{H}_{22}) \} \quad [\text{A18}]$$

- La ecuación [A15] determina finalmente  $\mathbf{H}_{21}$ , dada la elección óptima de  $\mathbf{H}_{11}$ ,

$$\tilde{\mathbf{H}}_{21} = \arg \min_{\mathbf{H}_{21}} \{ \ell(\tilde{\mathbf{H}}_{11}, \mathbf{H}_{21}, \tilde{\mathbf{H}}_{22}) \} \quad [\text{A19}]$$

<sup>34</sup> Este resultado es utilizado en Gonzalo y Ng (2001, p. 1532). Como caso particular, estos autores calculan  $\mathbf{H}$  como la descomposición de Cholesky de la matriz de covarianzas de los residuos del MCE.