

# ANÁLISIS DE LOS EFECTOS ASIMÉTRICOS DE *SHOCKS* MONETARIOS Y CAMBIARIOS

**Juan Francisco Castro**  
[jcastro@up.edu.pe](mailto:jcastro@up.edu.pe)

Centro de Investigación de  
la Universidad del Pacífico

**Javier A. Torres**  
[javiert@iadb.org](mailto:javiert@iadb.org)

Grupo de Análisis para  
el Desarrollo

**Febrero, 2002**

## **Resumen**

En una economía pequeña, abierta y dolarizada como la peruana, la posibilidad de entender adecuadamente los efectos de la política monetaria y de los *shocks* cambiarios sobre el nivel de actividad y precios resulta crucial. Dependiendo de la fase del ciclo económico y de la magnitud de los *shocks*, una depreciación del tipo de cambio puede tener efectos recesivos sobre la economía. El presente documento muestra que la modelación de las relaciones entre las variables monetarias, cambiarias y reales consideradas requiere una especificación que admita un comportamiento asimétrico. En particular, los modelos VAR no lineales estimados presentan un mejor grado de ajuste que el modelo lineal original. Asimismo, el análisis impulso - respuesta señala indicios de que un shock en el tipo de cambio tiene efectos asimétricos sobre el nivel de precios; un claro “pass-through” en procesos de expansión, y contracción del nivel de precios en contextos recesivos. El PBI, por su parte, no muestra mayor asimetría en el sentido del impulso - respuesta. Aunque dudas sobre la idoneidad de la variable de estado utilizadas obligan a profundizar el análisis. Finalmente, cabe señalar que no se encontró evidencia de que el tamaño del shock pudiese afectar de manera significativa el impacto sobre el nivel de precios y producción.

---

El presente documento constituye el primer informe sobre los avances del proyecto de investigación breve “¿Qué hacer en medio de una crisis? Análisis de los efectos asimétricos de *shocks* monetarios y cambiarios” auspiciado por el Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES).

## Introducción

En una economía pequeña, abierta y con altos índices de dolarización de pasivos, la posibilidad de entender adecuadamente la dirección y magnitud de los efectos de la política monetaria y los *shocks* cambiarios sobre el nivel de actividad y precios resulta crucial. Si el principal objetivo del Banco Central es la estabilidad de precios<sup>1</sup>, un mejor entendimiento de dichas relaciones permitirá el establecimiento de compromisos de política monetaria alcanzables y, por lo mismo, creíbles; credibilidad que, a su vez, ayudará a la consecución de dichas metas. Asimismo, una mejor comprensión de los mecanismos de transmisión evitaría la implementación de políticas que exacerben la variabilidad del ciclo económico (políticas pro-cíclicas).

Frente a la crisis experimentada a finales de 1998 (con una salida de capitales de corto plazo de US\$ 1,300 millones) y dada la respuesta de la autoridad monetaria, los precios y el nivel de actividad ante este *shock*, vale la pena preguntarse si los efectos de las políticas económicas y de las innovaciones en el contexto externo son independientes del estado de la economía. En un ambiente recesivo ¿Qué tan provechoso o dañino resulta un shock cambiario?, ¿Cuál es la política monetaria apropiada ante esta situación? ¿ Realmente existe una relación estable entre la inflación y el tipo de cambio?

En un país como el Perú, donde cerca del 80% del crédito está denominado en moneda extranjera, tanto familias como empresas son incapaces de generar ingresos en dólares y no disponen de mecanismos de cobertura adecuados, cabe suponer que el rol del tipo de cambio va más allá del que se le atribuye en la literatura convencional (efectos expansivos a través de la balanza comercial y posibles efectos sobre el nivel de precios doméstico a través del precio de los bienes transables).

De hecho, y dada la conexión que surge entre el riesgo devaluatorio y el riesgo de impago (a través de los efectos que tiene una depreciación sobre la capacidad de repago de agentes endeudados en dólares (Castro y Morón (2000))), cabe esperar la existencia de efectos contractivos asociados al tipo de cambio, los que, a su vez, no permiten caracterizar una relación simétrica<sup>2</sup> entre el precio del dólar y la inflación. Al respecto, cabe mencionar que durante 1999 el tipo de cambio se incrementó en más de 11%, no obstante, el nivel de precios sólo registró un alza del orden del 3.7%: los efectos recesivos de esta depreciación evitaron que la transmisión del precio del dólar al nivel general de precios sea completa. Por lo mismo, es difícil esperar que la relación entre estas dos variables sea independiente del entorno económico, de ahí el concepto de asimetría.

Más aún, cabe esperar que la asimetría no sólo se presente en la relación entre el tipo de cambio, los precios y el producto, sino que también sea relevante al momento de explicar los efectos de la política monetaria sobre estas dos últimas variables. La existencia de rigideces nominales para niveles bajos de producción (lo que caracterizaría una curva de oferta convexa), por ejemplo, es una de las posibles candidatas para explicar este segundo tipo de asimetrías. Asimetrías que permitirían entender sí la política monetaria contractiva (aplicada para mitigar la demanda por moneda extranjera hacia fines de 1998) motivó una reducción mayor a la esperada en los niveles de producto.

Así, el objetivo de este estudio es lograr un mejor entendimiento de los mecanismos de transmisión de la política monetaria y los *shocks* cambiarios a través de un análisis de los efectos asimétricos de dichas innovaciones sobre el nivel de precios y el producto. Específicamente, se plantea la estimación de un modelo VAR no lineal (LSTVAR) que provea el tipo de información necesaria para que la autoridad monetaria mejore el diseño de sus políticas y esté en capacidad de reaccionar adecuadamente frente a un *shock* externo como el experimentado en 1998-1999.

El documento está dividido en cinco secciones. En la primera, se reseñan las causas y consecuencias de la crisis de 1998 así como la respuesta de la autoridad monetaria. La segunda sección, por su parte,

---

<sup>1</sup> La Constitución Política de 1993 establece como fin único del Banco Central de Reserva la preservación de la estabilidad monetaria.

<sup>2</sup> El concepto de simetría está estrechamente vinculado a la posibilidad de hablar de la existencia de una relación lineal estable entre las variables de interés.

detalla la construcción y estimación del modelo estructural sobre el que se basó la exploración de relaciones no lineales.

En la tercera sección se muestran y analizan los resultados de las pruebas de linealidad y estimación de los parámetros de la función de asimetría, el grado ajuste de los modelos asimétricos y los resultados de los impulsos-respuesta no lineales; y, por último, en la cuarta sección se incluyen algunas conclusiones.

## 1. La política monetaria y la última crisis de los 90

Luego de la abrupta devaluación del rublo en setiembre de 1998 (crisis rusa), la percepción de los inversionistas extranjeros en cuanto al desempeño de las economías emergentes sufrió un rápido deterioro. América Latina no fue la excepción<sup>3</sup> y, hacia finales de 1998, experimentó una fuga de capitales generalizada<sup>4</sup>.

Este *shock* ha tenido importantes efectos reales sobre la región: la tasa de crecimiento promedio (geométrico) pasó de 3.66% (durante 1995-1997) a 1.3% durante 1998-1999. En medio de la crisis, varios países procuraron promover la estabilidad a través de compromisos con el Fondo Monetario, cuyas metas tuvieron, en muchos casos, que ser renegociadas ante la imposibilidad de alcanzarlas. Por ejemplo, el Acuerdo de Facilidad Ampliada firmado en 1999 por el Perú tuvo que ser renegociado un año después frente al deterioro de aquellas cuentas cuya estabilidad se pretendió defender a través del acuerdo original.

En definitiva, los últimos años de la década precedente impusieron un entorno externo poco favorable para una economía como la nuestra. Al igual que el resto de economías de la región, nuestras cuentas externas sufrieron un grave deterioro (luego del pico de abril de 1998, perdimos alrededor de US\$ 2,000 millones de reservas hasta diciembre de 1999) y el nivel de actividad experimentó una abrupta desaceleración (la demanda interna se contrajo en 0.9% y 2.6% en 1998 y 1999, respectivamente, y el PBI paso de una tasa de crecimiento promedio de 5.9% a una de 1.51% entre 1998 y el 2000).

Hacia fines de 1998, el recorte de líneas de crédito de corto plazo hacia la empresas bancarias locales determinó una disminución de la liquidez en moneda extranjera (ver Gráfico No.1 ) y, por lo mismo, un aumento en el nivel y volatilidad del tipo de cambio. Si tomamos en cuenta que cerca del 80% del crédito estaba denominado en dólares, las consecuencias eran previsibles: una disminución del crédito hacia el sector productivo y un aumento en la cartera atrasada de los bancos producto del descalce entre la denominación de los ingresos y el servicio de la deuda de las empresas. De esta forma, el riesgo devaluatorio se tradujo en un riesgo de impago en la medida en que el aumento en el tipo de cambio elevó el valor en soles la deuda de las empresas denominada en moneda extranjera (ver Gráfico No. 2)<sup>5</sup>.

En un ambiente inicialmente caracterizado por la escasez de fondos prestables en moneda extranjera y luego por la escasez de sujetos de crédito (producto de la elevación de los niveles de morosidad y el consecuente aumento en el grado de aversión de los bancos), la contracción de los flujos de crédito y el debilitamiento del sector financiero<sup>6</sup> fueron inminentes. Las consecuencias reales del *shock* no se

---

<sup>3</sup> El diferencial de rendimiento entre el índice para los bonos latinoamericanos (JP Morgan) y el bono del Tesoro Americano pasó de 305 puntos en 1997 a 560 puntos en 1998.

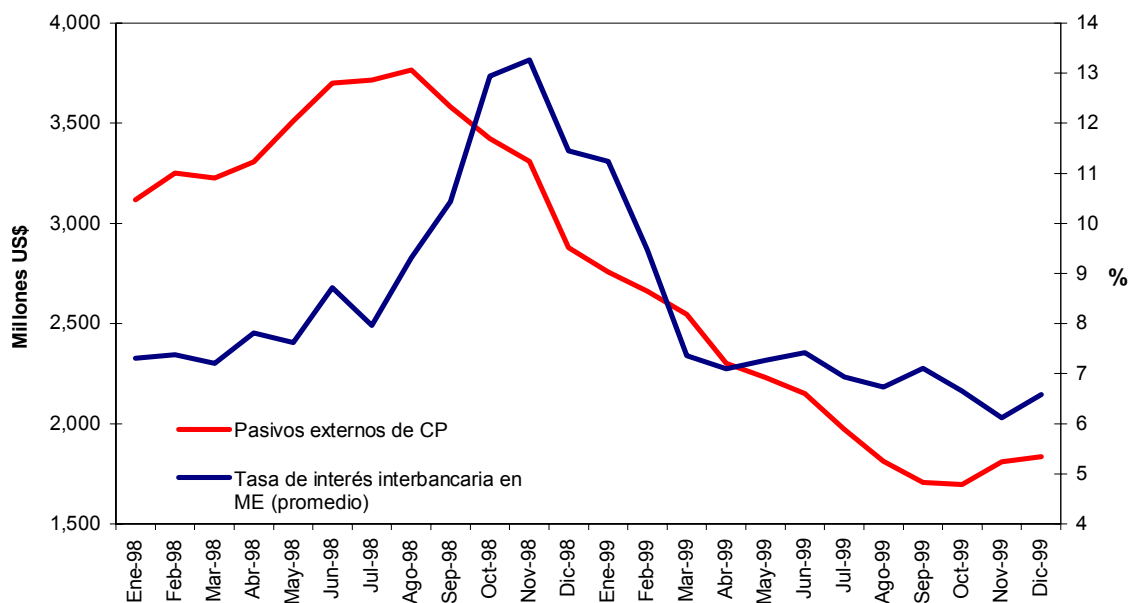
<sup>4</sup> Según los *World Development Indicators* del Banco Mundial, la pérdida estimada de Reservas Internacionales de la región ascendió a US\$ 9,161 millones durante 1998. El Banco Interamericano, por su parte, calcula una pérdida de US\$ 8,429 millones para el mismo período.

<sup>5</sup> De hecho, la calidad de activos del sistema financiero empezó a verse deteriorada desde inicios de 1998 (producto de los efectos de "El Niño"); sin embargo, es a partir de diciembre de ese año que el ritmo de crecimiento del índice de morosidad experimentó un incremento considerable.

<sup>6</sup> Luego de la intervención del Banco República y de la participación de Cofide en el proceso de capitalización del Banco Latino (lo que convirtió a esta entidad del Estado en su principal accionista), el gobierno lanzó una serie de programas orientados a sanear la cartera atrasada y fortalecer el patrimonio de las empresas bancarias. De hecho,

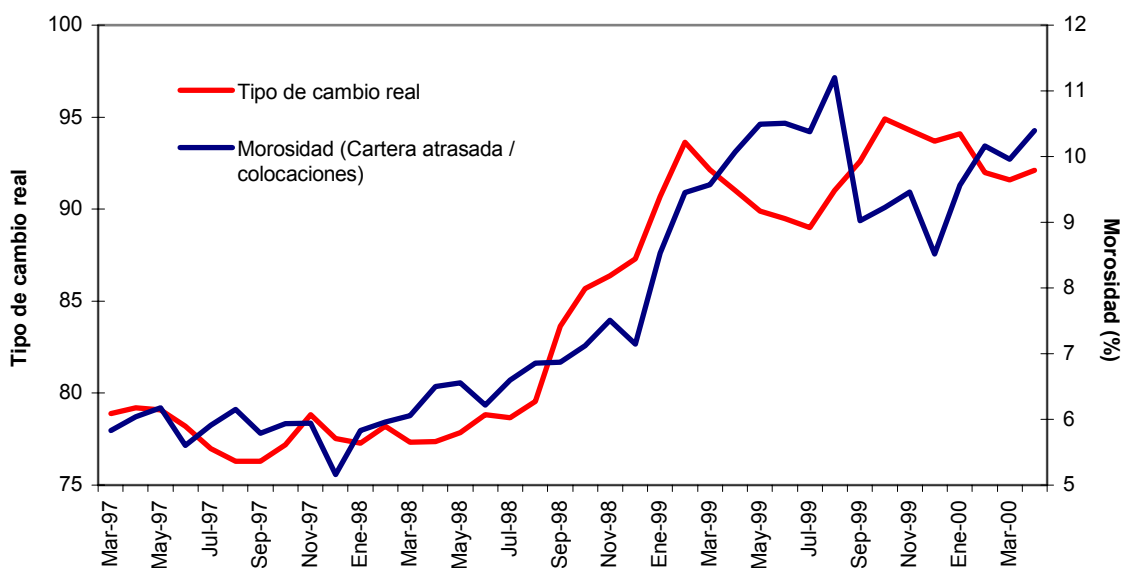
hicieron esperar: la inversión privada registró tasas de crecimiento de -1.9% y -16.3% en 1998 y 1999, respectivamente y se mantiene estancada desde entonces (ver Gráfico No. 3).

**Gráfico No. 1 Evolución de los pasivos externos de corto plazo de las empresas bancarias (US\$ millones) y la tasa interbancaria en ME (%).**



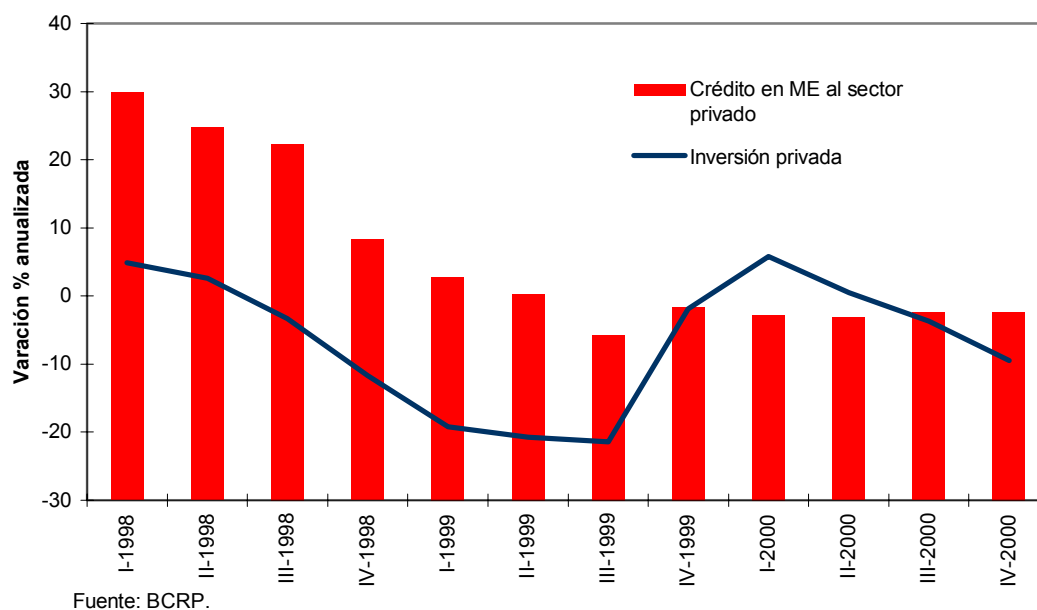
Fuente: BCRP.

**Gráfico No. 2 Evolución del índice del tipo de cambio real y el nivel de morosidad**



Fuente: BCRP, SBS.

fue uno de estos programas (el de Consolidación Patrimonial) el que permitió la fusión del Banco Wiese con el Sudameris, obviamente, con participación del Estado.

**Gráfico No. 3 Crédito al sector privado en ME e inversión privada (variaciones % anualizadas)**

Frente a los fenómenos anteriormente descritos, el Banco Central mantuvo una política monetaria contractiva orientada a mitigar la demanda especulativa de dólares. Durante el último trimestre de 1998, y mientras la tasa de interés interbancaria en moneda extranjera se mantenía a cinco puntos porcentuales por encima del promedio de la primera mitad del año, el saldo de Certificados de Depósito (CDBCRP) se incrementó en S/. 268 millones. Esta política se acentuó durante los primeros meses de 1999, acorde con la evolución de las expectativas de devaluación (ver Gráfico No. 4).

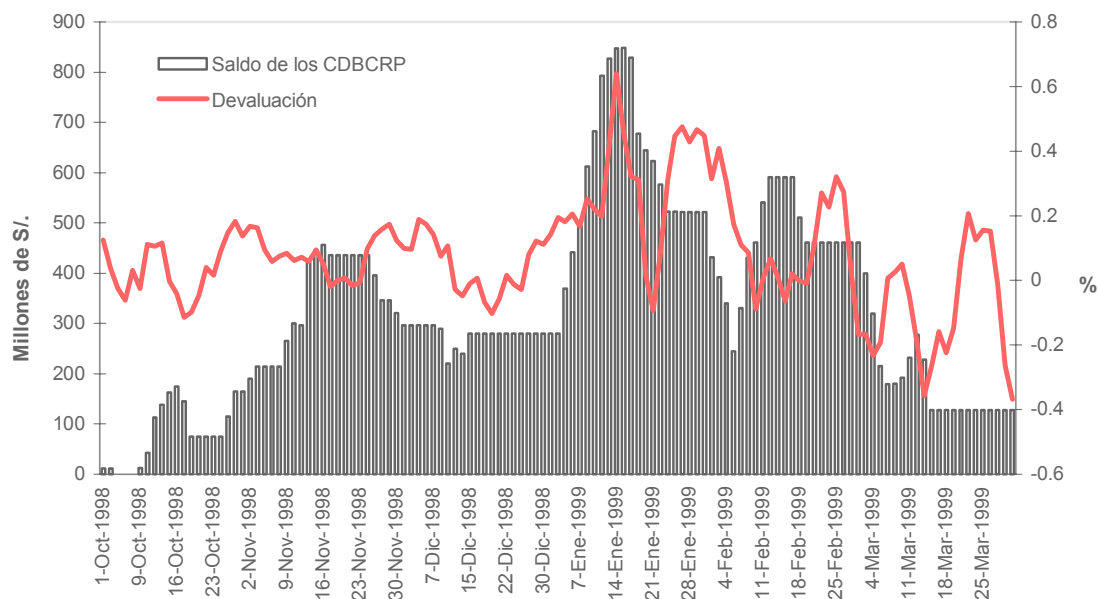
La preocupación del Banco Central por la evolución del tipo de cambio también se manifestó a través de la venta de moneda extranjera a través de la mesa de negociación. Luego de casi tres años caracterizados por la entrada de capitales y la acumulación de reservas a través de la compra de moneda extranjera, la primera operación de venta se registró pocos días después del inicio de la crisis rusa. De hecho, la ocurrencia de este tipo de operaciones estuvo estrechamente correlacionada con incrementos en el nivel y volatilidad del tipo de cambio (Castro y Morón (2000)). Dichos incrementos fueron consistentes con la reversión en el flujo de capitales y las mayores expectativas de devaluación, exacerbadas por las crisis rusa y brasileña y, en algunos casos, por las señales dadas por las mismas autoridades económicas<sup>7</sup>.

Si tomamos en cuenta que el único objetivo oficial de la política monetaria es mantener la estabilidad de precios, la preocupación del Banco Central por el tipo de cambio podría comprenderse si nos ceñimos a las predicciones de la literatura convencional: un aumento en el tipo de cambio tiene efectos positivos sobre el nivel de inflación a través del precio de los bienes transables. No obstante, y en un ambiente recesivo donde la inflación anualizada presentaba una tendencia decreciente, difícilmente podemos hablar del *pass-through* como la principal preocupación de la autoridad monetaria al momento de mirar el tipo de cambio. Al margen de las preferencias del Banco Central, es la existencia de un *pass-through* no constante lo que aquí nos interesa ya que nos permite introducir el concepto de asimetría: frente a la evidencia presentada, difícilmente podemos afirmar que la respuesta de los precios ante *shocks* monetarios y cambiarios sea independiente del estado de la economía.

<sup>7</sup> Paradójicamente, la operación de venta más importante (US\$ 35.3 millones) se dio un día después de que las autoridades del MEF anunciaran que su principal preocupación eran las tasas de interés y no el tipo de cambio (el recordado "hipo" cambiario del 26 de febrero de 1999).

Ahora bien, y en lo que respecta a la respuesta del producto, es evidente que la reversión en el flujo de capitales, el aumento del tipo de cambio y la consecuente crisis financiera tuvieron importantes efectos reales. No obstante, queda aún pendiente un análisis más formal de la respuesta del nivel de actividad frente a innovaciones cambiarias y monetarias, de modo que sea posible extraer alguna evidencia sobre las consecuencias de la política monetaria adoptada durante los meses más turbulentos de la crisis. Dicha formalidad, tanto para las respuestas del producto como de los precios, es la busca incorporar el presente análisis.

**Gráfico No. 4 Saldo diario de los CDBCRP (millones de S/.) y devaluación (promedio móvil a cinco días del cambio porcentual del tipo de cambio)**



Fuente: BCRP.

## 2. En busca de una relación no lineal

Tal como se desprende de la introducción, el interés del estudio recae en la posibilidad de caracterizar las relaciones existentes entre la evolución del producto, la inflación, el tipo de cambio y el instrumento de política monetaria sobre la base de una especificación no lineal. Antes de proceder con dicha modelación, sin embargo, resulta indispensable demostrar que una especificación de este tipo resulta superior a la clásica relación lineal que se asume al momento de plantear un vector autorregresivo (VAR); es decir, si existe la posibilidad de mejorar la especificación del modelo incorporando una relación no lineal. Para esto, hemos considerado una serie de pruebas cuyos resultados se reportan en el siguiente acápite. Por lo pronto, empecemos especificando un modelo estructural base cuya forma reducida será el vector autorregresivo (VAR) irrestricto sobre el cual se sustentarán las pruebas de linealidad.

### 2.1. Un modelo estructural base

Partamos del modelo estructural sugerido por Weise (1999) y extendámoslo para incorporar los efectos del tipo de cambio sobre los precios y el producto:

$$y_t^p = y_0 + \mu_{1t} \tag{1}$$

$$y_t^d = y_0 + \alpha_1(m_t - \pi_t) + \alpha_2 e_t + A(L)X_{t-1} + \mu_{2t} \tag{2}$$

$$m_t = m_0 - \phi_1 y_t - \phi_2 \pi_t - \phi_3 e_t + B(L)X_{t-1} + \mu_{3t} \quad (3.)$$

$$e_t = e_0 + \lambda m_t + C(L)X_{t-1} + \mu_{4t} \quad (4.)$$

En la ecuación (1)  $y_t^p$  representa la tasa de crecimiento del producto potencial, sujeta a *shocks* de tecnología ( $\mu_{1t}$ ). La demanda agregada –ecuación (2)- viene dada por la ecuación cuantitativa del dinero aumentada con el tipo de cambio y una estructura general de rezagos. Así, en la segunda ecuación,  $m_t$  es el crecimiento de la oferta monetaria,  $\pi_t$  es la tasa de inflación,  $e_t$  es la tasa de depreciación real y  $X_t$  es un vector que incluye a todas las variables del sistema:  $X_t' = (y_t, \pi_t, m_t, e_t)$ <sup>8</sup>. Finalmente, (3) especifica una regla para la oferta monetaria (la función de reacción del banco central)<sup>9</sup> y (4) determina la existencia de un vínculo entre la oferta de dinero y la evolución del tipo de cambio.

Este modelo es, en esencia, similar al propuesto por Ball (1999) para evaluar reglas de política monetaria en una economía abierta. El banco central elige explícitamente la cantidad de dinero según la evolución del producto, la inflación y el tipo de cambio –ecuación (3)-. Utilizando la ecuación (4), la regla de política monetaria puede describirse de modo que ésta determina el tipo cambio o una combinación entre éste último y la cantidad de dinero.

El sistema queda completo si construimos una ecuación para la evolución de precios; esta ecuación viene dada por la igualdad entre oferta y demanda (de modo que los precios son la variable de ajuste que garantiza el equilibrio).

$$\pi_t = m_t + \frac{\alpha_2}{\alpha_1} e_t + \frac{1}{\alpha_1} A(L)X_{t-1} + \frac{1}{\alpha_1} (\mu_{2t} - \mu_{1t}) \quad (5.)$$

El modelo estructural representado por las ecuaciones (2), (3), (4) y (5) no incorpora ninguna asimetría: los precios son lo suficientemente flexibles para ser la variable de ajuste que determina el equilibrio a nivel agregado y el tipo de cambio exhibe los efectos comúnmente atribuidos en la literatura; a saber, efectos expansivos sobre la IS –ecuación (2)- y un efecto positivo y constante sobre el nivel de precios (*pass-through*) –ecuación (5)-. Nótese, asimismo, que el instrumento de política aparece directamente en la ecuación para los precios, por lo que la ecuación (5) no es la clásica curva de Phillips para una economía abierta, donde los efectos de la política monetaria pasan primero por el producto y de ahí a los precios. En este caso, y respondiendo al hecho de que el BCRP controla directamente la base monetaria (tiene una meta cuantitativa), los efectos de sus decisiones de política pasan directamente a los precios a través de la cantidad de dinero y el tipo de cambio.

Este modelo puede expresarse matricialmente de la siguiente forma:

$$X_t = X_0 + C_0 X_t + D(L)X_{t-1} + w_t \quad (6.)$$

donde:  $X_t = \begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \\ m_t \\ e_t \end{bmatrix}$ ,  $X_0 = \begin{bmatrix} y_0 \\ 0 \\ m_0 \\ e_0 \end{bmatrix}$  y  $C_0 = \begin{bmatrix} 0 & -\alpha_1 & \alpha_1 & \alpha_2 \\ 0 & 0 & 1 & \alpha_2 / \alpha_1 \\ -\phi_1 & -\phi_{21} & 0 & -\phi_3 \\ 0 & 0 & \lambda & 0 \end{bmatrix}$ .

Queda claro que  $D(L)$  y  $w_t$  son formas compuestas de los polinomios en el operador de rezagos y los residuos originales, respectivamente. De hecho, y tal como se verá en el siguiente acápite, nuestro

<sup>8</sup> La ecuación (2) puede también interpretarse como la función IS para una economía abierta donde el instrumento de política monetaria viene dado por la oferta de dinero.

<sup>9</sup> Nótese que en esta especificación, se ha elegido a la oferta de dinero como el instrumento de política. De hecho, en Perú el Banco Central elige la base monetaria como meta intermedia.

interés recae en la forma de la matriz que acompaña a los valores contemporáneos de las variables ( $C_0$  en este caso). A partir de la ecuación (6) es posible derivar la forma reducida sobre la que se basan nuestras primeras estimaciones y las pruebas de linealidad.

$$X_t = (I - C_0)^{-1} X_0 + (I - C_0)^{-1} D(L)X_{t-1} + (I - C_0)^{-1} w_t \quad (7.)$$

## 2.2. Incorporando la asimetría

La intención del modelo, en la misma línea de lo propuesto por Weise, es permitir una respuesta asimétrica por parte de todas las variables del sistema. De hecho, y tal como se verá al momento de considerar la forma reducida de este modelo, basta la introducción de asimetrías en la ecuación estructural de los precios para garantizar que todos los coeficientes de la forma reducida del sistema varíen de acuerdo a la variable de estado elegida. Para esto, partamos de la ecuación (5) y consideremos la posibilidad de que los precios se desvíen de su trayectoria de equilibrio según la variable de estado ( $z_t$ ):

$$\begin{aligned} \pi_t^* &= m_t + \frac{\alpha_2}{\alpha_1} e_t + \frac{1}{\alpha_1} A(L)X_{t-1} + \frac{1}{\alpha_1} (\mu_{2t} - \mu_{1t}) \\ \pi_t &= \theta(z_t)\pi_{t-1} + (1 - \theta(z_t))\pi_t^* \\ \pi_t &= \frac{(1 - \theta(z_t))}{(1 - \theta(z_t))L} \left[ m_t + \frac{\alpha_2}{\alpha_1} e_t + \frac{1}{\alpha_1} A(L)X_{t-1} + \frac{1}{\alpha_1} (\mu_{2t} - \mu_{1t}) \right] \end{aligned} \quad (8.)$$

En (8),  $\theta(z_t)$  es el parámetro que gobierna la respuesta asimétrica de los precios y éste, a su vez, depende de la variable de estado ( $z_t$ ). Nótese que de cumplirse que  $\theta(z_t) = 0$ , la ecuación estructural de los precios quedaría tal como en el modelo lineal presentado en el acápite anterior. Una vez introducida esta modificación, el modelo vendría dado por las ecuaciones (2), (3), (4) y (8), y su representación matricial sería:

$$X_t = X_0 + C_1 X_t + E(L)X_{t-1} + F(L)\mu_t \quad (9.)$$

donde  $X_t$  y  $X_0$  fueron ya definidas anteriormente,  $\mu_t$  es un vector conteniendo los residuos estructurales y  $E(L)$  y  $F(L)$  son complejos polinomios en el operador de rezagos. En este caso, la matriz que acompaña al vector de valores contemporáneos viene dada por:

$$C_1 = \begin{bmatrix} 0 & -\alpha_1 & \alpha_1 & \alpha_2 \\ 0 & 0 & 1 - \theta(z_t) & (1 - \theta(z_t))\alpha_2 / \alpha_1 \\ -\phi_1 & -\phi_{21} & 0 & -\phi_3 \\ 0 & 0 & \lambda & 0 \end{bmatrix}$$

Por lo mismo, si construimos la forma reducida de este modelo notaremos que todos sus coeficientes pueden variar de acuerdo a los valores que adopte el parámetro  $\theta(z_t)$ .

$$X_t = (I - C_1)^{-1} X_0 + (I - C_1)^{-1} E(L)X_{t-1} + (I - C_1)^{-1} F(L)\mu_t \quad (10.)$$

Una vez definidos ambos modelos, está claro que nuestros contrastes de linealidad se basarán en comparar las especificaciones indicadas en (7) y en (10). No obstante, queda pendiente definir la función de transición que determinará los valores que adopte  $\theta(z_t)$ . Para esto, se plantea trabajar con una función logística:



$$G(\gamma, c; z_t) = (1 + \exp\{-\gamma(z_t - c)\})^{-1}, \gamma > 0 \quad (11.)$$

La ecuación (11) muestra de manera explícita la forma funcional que gobierna los valores que puede adoptar  $\theta(z_t)$ . Dependiendo de la diferencia  $(z_t - c)$ , esta función arrojará, en el límite, un valor igual a cero (cuando la diferencia se aproxime a menos infinito) o a uno (cuando la diferencia se aproxime a infinito). El parámetro  $\gamma$  gobierna la velocidad con lo que se da la transición entre estos valores, y el parámetro  $c$  determina dónde ocurre dicha transición. En la medida en que  $\gamma$  se aproxime a cero,  $G$  convergirá a una constante y el modelo será lineal; por otro lado, y en la medida en que dicho parámetro se aproxime a infinito, la transición se dará de manera abrupta dependiendo de si la diferencia entre la variable de estado ( $z_t$ ) y el parámetro  $c$  es positiva o negativa. Nótese que en el caso particular en que  $\gamma \rightarrow \infty$  y la variable de estado sea el tiempo, el parámetro  $c$  representaría la fecha más probable de quiebre. La transición abrupta entre 1 y 0 determina que, en este caso,  $G$  sea la clásica variable dicotómica utilizada para la corrección de quiebre estructural.

Una vez definida la función de transición es posible representar los modelos empíricos a estimar. El modelo lineal base viene dado por la versión irrestricta de (7):

$$X_t = X + H(L)X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12.)$$

mientras que su contraparte no lineal (la versión irrestricta de (10)) puede expresarse de la siguiente manera:

$$X_t = X + H(L)X_{t-1} + (\theta_0 + \theta(L)X_{t-1})G(\gamma, c; z_t) + \varepsilon_t \quad (13.)$$

### 2.3. Consideraciones empíricas

El modelo especificado en (7) sirvió de base para la realización de las pruebas de linealidad. Para su estimación se utilizó información mensual para el período comprendido entre enero de 1992 y octubre del 2000<sup>10</sup>. Las variables consideradas fueron la primera diferencia de los logaritmos del IPC (INFLAT), la producción real (OUTPUTG), la base monetaria (M0G), y el tipo de cambio (EXRATEG)<sup>11</sup>. Asimismo, se pensó en la utilización una medida de inflación subyacente (CORE) en lugar de la inflación asociada al IPC. La metodología empleada para la construcción de este índice está disponible en Morón y Zegarra (1998).

Todas las series fueron sometidas a las pruebas de Dickey-Fuller y de Zivot y Andrews para evaluar su estacionariedad. En ningún caso fue posible aceptar la hipótesis nula de no estacionariedad y todas aquellas series que exhibían un quiebre estructural fueron filtradas utilizando las variables *dummy* apropiadas (en intercepto y/o tendencia). El caso más saltante se refiere a la evolución del nivel de precios, donde el proceso de deflación de inicios de los 90 conduce a la existencia de un quiebre en tendencia muy marcado alrededor de la primera mitad de 1994.

Esto último resulta particularmente importante si tomamos en cuenta los objetivos del estudio. De hecho, si la presencia de asimetrías se debe a la existencia de quiebres discretos dependientes del tiempo, el problema puede ser resuelto incorporando las variables *dummy* apropiadas y la construcción de una función no lineal dependiente de alguna variable de estado sería un ejercicio redundante. En este sentido, la omisión del proceso de corrección de quiebre estructural en las series involucradas

<sup>10</sup> Como siempre, hubiera sido preferible trabajar con un intervalo de tiempo mayor, no obstante, la alta variabilidad de las series hacia inicios de la década pasada tornaron necesaria la eliminación de algunas observaciones iniciales. Además, nuestro interés recae en la posibilidad de modelar la relación entre las cuatro variables endógenas consideradas en el período asociado a la última crisis de los 90.

<sup>11</sup> Tanto el IPC como la producción real toman 1994 como año base. La producción y la base monetaria fueron desestacionalizadas antes de tomar la primera diferencia.

puede llevar a la conclusión errónea de que una modelación asimétrica de este tipo es necesaria (lo que equivaldría al rechazo de la hipótesis nula en las pruebas de linealidad).

La construcción del VAR lineal se realizó utilizando las técnicas de especificación convencionales: sobre la base de los criterios de Akaike y Schwarz se decidió trabajar con 4 rezagos. De esta forma, y acorde con la ecuación (12), es posible especificar el VAR irrestricto de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} y_t &= \beta_{10} + \sum_{j=1}^{16} \beta_{1j} W_{jt} + \varepsilon_{1t}; & \pi_t &= \beta_{20} + \sum_{j=1}^{16} \beta_{2j} W_{jt} + \varepsilon_{2t} \\ m_t &= \beta_{30} + \sum_{j=1}^{16} \beta_{3j} W_{jt} + \varepsilon_{3t}; & e_t &= \beta_{40} + \sum_{j=1}^{16} \beta_{4j} W_{jt} + \varepsilon_{4t} \end{aligned} \quad (14.)$$

donde:  $W_t = [y_{t-1}, \dots, y_{t-4}, \pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-4}, m_{t-1}, \dots, m_{t-4}, e_{t-1}, \dots, e_{t-4}]$ .

### 3. Especificación y resultados de las pruebas de linealidad

Los tests de linealidad que a continuación se describen están basados en el típico contraste de varianzas (prueba F). Las pruebas aplicadas a cada ecuación del sistema descrito en (14) corresponden al test de linealidad de Lagrange (*Multiplier Lagrange Test for Linearity*) sugerido por Granger y Terasvirta (1993) mientras que la prueba global se basa en la metodología empleada por Weise (1999).

Los tests suponen como hipótesis nula que la variable de estado ( $z_t$ ) no contiene información relevante para una mejor modelación del sistema y que, por tanto, la especificación lineal es la más adecuada para modelar las interrelaciones entre las variables de interés. La hipótesis alternativa, por su parte, es que ( $z_t$ ) sí posee información valiosa que permitiría mejorar la especificación.

El procedimiento consta de tres etapas y parte de las ecuaciones de la forma reducida del modelo lineal.

- 1) Estimar cada una de las ecuaciones indicadas en (14) y calcular la suma de cuadrados residual (restringida) en cada caso:

$$X_t' = (y_t, \pi_t, m_t, e_t)$$

$$X_{it} = \beta_{i0} + \sum_{j=1}^{16} \beta_{ij} W_{jt} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2, 3, 4.$$

$$SCRR_i = \hat{\varepsilon}_i' \hat{\varepsilon}_i$$

- 2) Estimar la versión irrestricta del sistema y calcular la suma de cuadrados residual en cada caso:

$$X_{it} = \alpha_{i0} + \sum_{j=1}^{16} \alpha_{ij} W_{jt} + \sum_{j=1}^{16} \delta_{ij} z_t W_{jt} + v_{it} \quad i = 1, 2, 3, 4.$$

$$SCRS_i = \hat{v}_i' \hat{v}_i$$

- 3) Computar el estadístico F (equivalente al estadístico  $\chi^2$  del test LM para muestras pequeñas):

$$F_i = \frac{(SCRR_i - SCRS_i) / pk}{SCRS_i / (n - (2pk + 1))} \sim F(pk, n - (2pk + 1))$$

donde n es el número de observaciones en la muestra y  $pk = 16$  (cuatro rezagos, cuatro variables).

Ahora bien, y tomando en cuenta que el modelo plantea la no linealidad (y posibilita la asimetría) en todo el sistema de ecuaciones, la forma más apropiada de probar esta característica en conjunto es un test de máxima verosimilitud que pruebe la significancia de los parámetros asociados a la variable de estado ( $z_t$ ) en todas las ecuaciones. Si se define  $\Omega_R$  y  $\Omega_S$  como las matrices de varianzas y covarianzas de los errores de los modelos lineal y no lineal, respectivamente, es factible contrastar la linealidad en todas las ecuaciones del sistema a partir del siguiente estadístico:

$$LR = n[\log|\Omega_R| - \log|\Omega_S|] \sim \chi^2(pk^2)$$

Tal como en las pruebas F individuales, la hipótesis nula es que se verifica la restricción y, por lo mismo, que la relación lineal es la adecuada.

### 3.1. Resultados

La Tabla 1 muestra los resultados obtenidos para cuatro distintas variables de estado ( $z_t$ ): el componente cíclico del producto<sup>12</sup> (CYCLE), el primer rezago de la tasa de crecimiento del producto (OUTL1 =  $y_{t-1}$ ), la primera diferencia del rezago de la inflación (INFACC =  $\Delta\pi_{t-1}$ ) y la tasa de crecimiento de las Reservas Internacionales Netas (FOREXG). Esta última variable pretende recoger las características del entorno externo.

**Tabla 1 Resultados de las pruebas de linealidad<sup>13</sup>**

Variable de estado ( $z_t$ )	Ecuación				LR
	OUTPUTG $y_t$	EXRATEG $e_t$	INFLAT $\pi_t$	MOG $m_t$	
Ciclo Económico (CYCLE)	0.72545 (0.462) [0.455]	1.00731 (0.462) [0.455]	1.99878 (0.027)* [0.028]*	1.58286 (0.101) [0.148]	124.229 (0.000)*
Rezago de $y_t$ (OUTL1)	2.13866 (0.016)* [0.011]*	0.54344 (0.913) [0.875]	2.03232 (0.023)* [0.018]*	0.92683 (0.543) [0.504]	113.429 (0.000)*
Cambio de la inflación rezagada (INFACC)	1.17602 (0.309) [0.311]	1.06959 (0.400) [0.402]	1.77683 (0.053)** [0.058]**	1.20760 (0.285) [0.332]	112.226 (0.000)*
Crecimiento de las RIN (FOREXG)	1.13338 (0.344) [0.364]	0.62590 (0.852) [0.801]	1.77854 (0.053)** [0.035]*	0.77179 (0.711) [0.690]	98.439 (0.004)*

*P-values* asintóticos en paréntesis, *p-values* del *bootstrap* en corchetes.

\* Denota el rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia.

\*\* Denota el rechazo de la hipótesis nula al 10% de significancia.

Si bien para todas las variables de estado utilizadas se rechaza la hipótesis nula de linealidad a nivel de todo el sistema (de acuerdo a los resultados del estadístico LR en casa caso), conviene analizar cada una de las ecuaciones por separado. Así, y de acuerdo a los resultados de las pruebas F individuales, la linealidad es aceptada en todos los casos para las ecuaciones asociadas al tipo de cambio y la oferta de dinero. En el caso de la inflación, ésta se rechaza en todos los casos y, si consideramos la ecuación del producto, ésta es sólo rechazada cuando OUTL1 es elegida como variable de estado. Así, dentro del grupo analizado las mejores variables de estado resultan “OUTL1” y “CYCLE”.

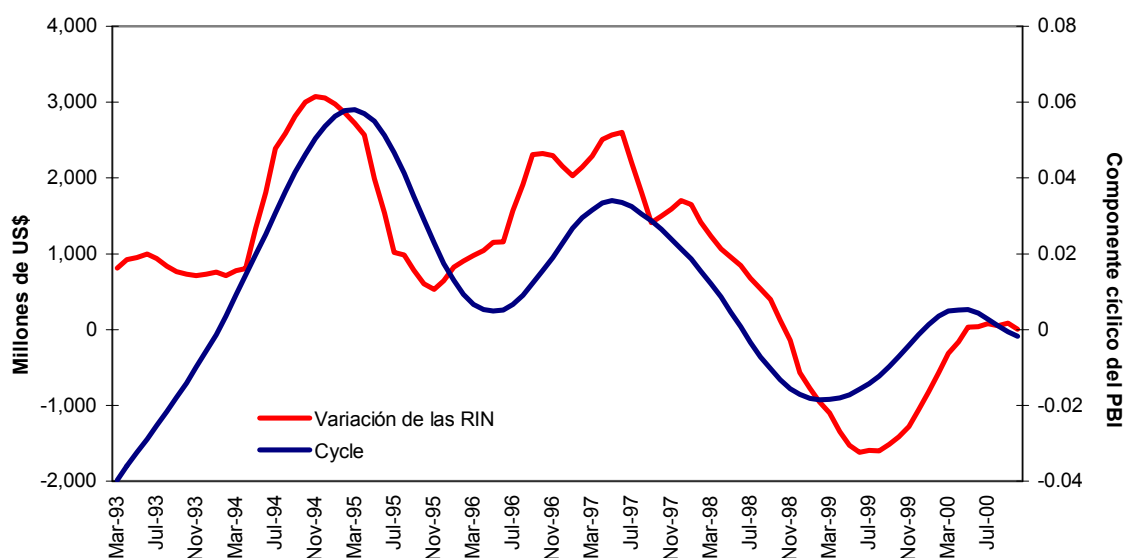
<sup>12</sup> Para una explicación detallada de cómo estimar este componente cíclico puede revisarse Escobal y Torres (2000).

<sup>13</sup> Las probabilidades (*p-values*) fueron calculadas tomando en cuenta la distribución asintótica de los estadísticos. Además, para las pruebas F individuales se computaron dichas probabilidades con un *bootstrap* basado en la construcción de 1,000 series de data artificial sobre la base de los residuos del modelo lineal. El programa utilizado (en código del *EViews*) está disponible por parte de los autores.

Estos resultados son consistentes con el análisis presentado anteriormente. De hecho, cabe esperar que la respuesta de los precios ante innovaciones en la cantidad de dinero y el tipo de cambio dependan del estado de la economía. En períodos de expansión (que tienen asociado una evolución creciente del producto y la inflación, y una acumulación de reservas -ver Gráfico No. 5-), se espera una mayor respuesta de los precios frente a un *shock* positivo en la cantidad de dinero o el tipo de cambio. Los hechos estilizados de la última crisis de los 90, por su parte, son un claro ejemplo del efecto contrario: en períodos de bajo crecimiento la respuesta de los precios frente a este tipo de innovaciones será menor.

El análisis de este tipo de relaciones, así como la posibilidad de introducir una respuesta no lineal en el producto, quedará completa una vez que se construyan y estimen funciones de impulso respuesta del VAR no lineal. No obstante, y tal como lo muestra la evidencia presentada en la Tabla 1 y los hechos estilizados reseñados en el primer acápite, creemos que el tipo de asimetrías asociadas a las respuestas del nivel de actividad pueden depender más de la magnitud del *shock* que del estado de la economía. En particular, y si nos referimos al tipo de cambio, se requiere un innovación cambiaria bastante fuerte para propiciar el rompimiento de la cadena de pagos, la desestabilización del sistema financiero y la desaceleración del producto.

**Gráfico No. 5 Componente cíclico del PBI y variación anual de las Reservas Internacionales (promedio móvil de tres meses).**



Fuente: Escobal y Torres (2000), BCRP.

Tal como se desprende de las ecuaciones involucradas en las pruebas de linealidad, éstas no incorporan de manera explícita la función indicada en (11). En este sentido, y una vez determinada la necesidad de incluir una modelación no lineal (tal como lo indican los resultados reportados en la Tabla 1), es necesario incorporarla explícitamente a través de esta función. Para esto, es necesario estimar los parámetros  $\gamma$  (velocidad de transición) y  $c$  (valor umbral para la transición).

### 3.2. Elección de los parámetros de la función no lineal

A continuación se presentan los resultados de la exploración de los valores asociados a la velocidad y umbral de la transición. Para esto, se aplicó la metodología sugerida por Weise; a saber, la búsqueda iterativa de aquellos coeficientes que minimizan el logaritmo del determinante de la matriz de

varianzas y covarianzas de los errores del sistema. La búsqueda de  $\gamma$  se realizó fijando el valor de  $c$  y viceversa<sup>14</sup>. Para las estimaciones se utilizó la siguiente función:

$$G(\gamma, c; z_t) = (1 + \exp\{-\gamma(z_t - c) / \sigma_z\})^{-1}, \gamma > 0 \quad (15.)$$

donde la única diferencia respecto a la función indicada en (11) es la presencia de la desviación estándar de la variable de estado. Al respecto, su inclusión normaliza las desviaciones respecto al valor umbral  $\gamma$ , por lo mismo, facilita la interpretación del parámetro que gobierna la velocidad de transición, tal como se verá al momento de analizar los resultados reportados en la Tabla 2.

**Tabla 2 Valores para los parámetros de la función no lineal**

Variable de estado (zt)	Resultado para $\gamma$ (c = 0)	Resultado para c ( $\gamma \rightarrow \infty$ )
Ciclo Económico (CYCLE)	100	-0.0046
Rezago de yt (OUTL1)	47.3	0.001
Cambio de la inflación rezagada (INFACC)	1.4	-0.0039
Crecimiento de las RIN (FOREXG)	100	0.0394

La segunda columna de la Tabla 2 muestra los valores de  $\gamma$  que minimizan el logaritmo del determinante de la matriz de varianzas covarianzas de los errores del sistema, cuando el valor umbral es fijado en cero. Según estos resultados, para todas las variables de estado excepto para INFACC se observa un valor  $\gamma$  bastante elevado lo que implicaría una transición abrupta.

El caso de INFACC ( $\Delta\pi_{t-1}$ ) es bastante más interesante en términos de la asimetría dado que el valor de  $\gamma$  en este caso indicaría la existencia de una transición relativamente suave. Si consideramos que  $G(z_t) = 0$  implica un régimen de “inflación decreciente” y  $G(z_t) = 1$  representa un régimen de “inflación creciente”, una velocidad de transición igual a 1.4 implica que si  $\Delta\pi_{t-1}$  crece una desviación estándar por encima de cero,  $G(z_t)$  será aproximadamente igual a 0.8. Por el contrario, y si  $\Delta\pi_{t-1}$  cae una desviación estándar por debajo de cero,  $G(z_t)$  será aproximadamente igual a 0.2<sup>15</sup>. Por lo mismo, en el primer caso, el valor de la función  $G(z_t)$  es una combinación lineal de ambos regímenes, con un peso igual a 0.8 para el régimen de “inflación creciente” y un peso igual a 0.2 para el régimen de “inflación decreciente”<sup>16</sup>.

Al respecto, nótese que si  $\Delta\pi_{t-1}$  crece tres desviaciones estándar por encima de cero,  $G(z_t)$  será aproximadamente igual a 0.985, indicando que los pesos son ahora iguales a 0.985 y 0.015 para los regímenes de “inflación creciente” e “inflación decreciente”, respectivamente. Así, movimientos superiores a las tres desviaciones estándar por encima o debajo de cero situarían a la función casi por completo en alguno de los dos regímenes. Comparando estos resultados con aquellos obtenidos para el resto de variables de estado consideradas no es difícil darse cuenta que, dado el elevado valor de  $\gamma$ , cualquier pequeña desviación de la variable respecto a su valor umbral (cero) situaría a la función en alguno de sus valores límite (0 ó 1).

<sup>14</sup> El programa para la búsqueda iterativa (en código del *EViews*) está disponible por parte de los autores.

<sup>15</sup> Nótese que  $1/(1+\exp(-1.4)) \approx 0.8$  (una desviación estándar por encima de cero) y que  $1/(1+\exp(1.4)) \approx 0.2$  (una desviación estándar por debajo de cero).

<sup>16</sup> La misma lógica se aplica para el segundo caso: el valor de la función  $G(z_t)$  es una combinación lineal de ambos regímenes, con un peso de 0.8 otorgado al régimen de “inflación decreciente” y un peso de 0.2 otorgado al régimen de “inflación creciente”.

Finalmente, en la siguiente tabla se muestran los resultados de una prueba de Wald para la hipótesis de que todos los coeficientes asociados a  $G(z_t)$  son iguales a cero luego de incorporar dicha función con los parámetros reportados en la Tabla 2.

**Tabla 3 Significancia de los términos no lineales en cada ecuación del sistema**  
**Ho: Todos los coeficientes asociados a  $G(z_t) = 0$**

Variable de estado ( $z_t$ )	Ecuación			
	OUTPUTG $y_t$	EXRATEG $e_t$	INFLAT $\pi_t$	M0G $m_t$
Ciclo Económico (CYCLE)	0.9885 (0.483)	0.8061 (0.680)	2.4265 (0.006)*	1.4801 (0.134)
Rezago de $y_t$ (OUTL1)	2.1325 (0.015)*	0.5307 (0.928)	3.102 (0.001)*	0.9789 (0.491)
Cambio de la inflación rezagada (INFACC)	1.2096 (0.282)	0.9633 (0.508)	1.6597 (0.074)**	1.5772 (0.096)**
Crecimiento de las RIN (FOREXG)	1.7968 (0.0469)*	1.1081 (0.365)	1.1469 (0.332)	0.4922 (0.948)

*P-values* asíntóticos en paréntesis.

\* Denota el rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia.

\*\* Denota el rechazo de la hipótesis nula al 10% de significancia.

Utilizando ahora la función  $G(z_t)$  de manera explícita con los parámetros calculados para cada variable de estado, la tabla anterior arroja fuerte evidencia sobre la existencia de asimetría en la ecuación de los precios. En el caso del producto, por su parte, se acepta la significancia estadística de los coeficientes asociados a términos no lineales sólo cuando OUTL1 o FOREXG son consideradas como variable de estado. En términos generales el Ciclo económico y el rezago de  $Y_t$  siguen siendo las variables de estado más idóneas. Si bien estos resultados refuerzan aquellos obtenidos en las pruebas de linealidad, está pendiente la ejecución de más pruebas de significancia una vez que se afine la estimación de los parámetros de la función  $G(z_t)$ .

### 3.3. Comparación del Grado de ajuste

Tratando de cuantificar las mejoras de una modelación no lineal se comparan los principales estadísticos de ajuste contra el modelo lineal original. Específicamente se comparan los modelos que utilizand al ciclo económico y al rezago de la producción como las variables de estado. Se prueban estas dos debidos a sus favorables resultados en las pruebas de linealidad y en el test de búsqueda de los parámetros  $\gamma$  y  $c$ . Probablemente por esto es que el ajuste de los modelos no lineales supera por mucho al del modelo lineal base en casi todas las ecuaciones del sistema (ver cuadro # 2). De hecho, la única ecuación en la que el modelo lineal muestra supremacía es la del tipo de cambio, y sólo cuando la variable de estado es el ciclo económico. De esta manera, los modelos no lineales muestran un mayor poder explicativo que el lineal, denotando una mayor comprensión del comportamiento de las variables.

**Cuadro # 2. Comparación del ajuste entre el modelo Lineal y el No lineal**

	Producto	Tipo de Cambio	Índice de precios	Base Monetaria
<b>Modelo VAR lineal</b>				
$R^2$	0.313	0.302	0.260	0.223
Suma de Errores Cuadráticos	0.053	0.136	0.001	0.088
Desviación Estandar Regres.	0.025	0.012	0.004	0.033
<b>Modelo VAR no lineal (ciclo económico)</b>				
$R^2$	0.559	0.277	0.529	0.421
Suma de Errores Cuadráticos	0.032	0.008	0.0008	0.057

<i>Desviación Estandar Regres.</i>	0.023	0.011	0.003	0.031
<b>Modelo VAR no lineal (OUTPUTL)</b>				
$R^2$	0.557	0.420	0.475	0.332
<i>Suma de Errores Cuadráticos</i>	0.034	0.011	0.001	0.075
<i>Desviación Estandar Regres.</i>	0.022	0.012	0.004	0.033

Se debe señalar, sin embargo, que el grado de ajuste no es factor determinante para indicar que un modelo VAR supera a otro, así como tampoco lo es la significancia de determinada variable. Como se mencionó anteriormente, los modelos VAR son formas reducidas de formas estructurales más complejos<sup>17</sup>. El aspecto decisivo en la determinación de la bondad de un VAR se basa en el análisis del impulso-respuesta; puesto que es aquí donde se observa si el modelo logra reflejar el comportamiento económico que la intuición y realidad señalan.

### 3.4. Funciones Impulso Respuesta

Las funciones impulso respuesta son una forma conveniente de medir el impacto de shocks externos (shocks del tipo de cambio o de política monetaria) sobre el comportamiento del resto de la economía; sin embargo, estas funciones son más complicadas para una modelación no lineal que para una lineal. En un modelo VAR lineal las funciones del impulso respuesta son constantes independientemente del monto del impulso y del momento en que se aplique; en los modelos no lineales, en cambio, las funciones de impulso respuesta se ven influenciadas por las condiciones iniciales en las que se aplica el shock y la magnitud del impulso<sup>18</sup>.

Las funciones impulso respuesta analizadas líneas abajo son estimadas mediante el siguiente algoritmo<sup>19</sup> (un descripción detallada se describe en el anexo # 1). En primer lugar, se elige un conjunto de condiciones iniciales de las variables endógenas (*historia* de las variables endógenas); después, se escogen un grupo de errores que vayan del periodo "0" al periodo "q" (el tiempo del periodo "0" al "q", será el tiempo de análisis del impulso respuesta, y en nuestro caso es de 24 meses ) escogidos de manera aleatoria de entre los errores del modelo VAR no lineal; finalmente, se estiman los valores de cada una de las variables a lo largo de los "q" periodos. El resultado es una predicción del comportamiento de las variables endógenas dado un conjunto de condiciones iniciales (una *historia* determinada) y una secuencia específica de errores a lo largo del periodo (0q) analizado.

Una vez concluida esta parte, se vuelve a repetir el procedimiento (con los mismos valores iniciales para las variables y la misma secuencia de errores), excepto que esta vez el shock a la variable exógena (tipo de cambio o base monetaria) en el periodo "0" es predeterminado a un valor específico (una o dos desviaciones estándar de los errores ortogonalizados del modelo VAR original<sup>20</sup>). Se vuelven a estimar los valores de las variables para todo el período analizado, y los nuevos valores predichos se comparan con los anteriores.

La diferencia entre la primera y la segunda predicción de las variables constituye la función de impulso respuesta para una determinada secuencia de errores y condiciones iniciales. Así, las funciones de impulso respuesta son calculadas para diferentes secuencias de errores (en este caso 100 secuencias diferentes) y promediadas para producir un impulso respuesta promedio condicionado únicamente a los valores iniciales (la *historia* de las variables).

Estas funciones de impulso respuesta promedio son calculadas para sub-muestras específicas dentro de todo el conjunto de datos (es decir, se prueban 100 secuencias de errores para cada una de las posibles

<sup>17</sup> sobre los cuales sí se podría inferir conclusiones respecto de la significancia o no de un grupo de variables

<sup>18</sup> Un análisis más profundo es realizado por Koop, Pesaran y Potter (1996).

<sup>19</sup> El programa utilizado en este estudio es de entera propiedad de los autores.

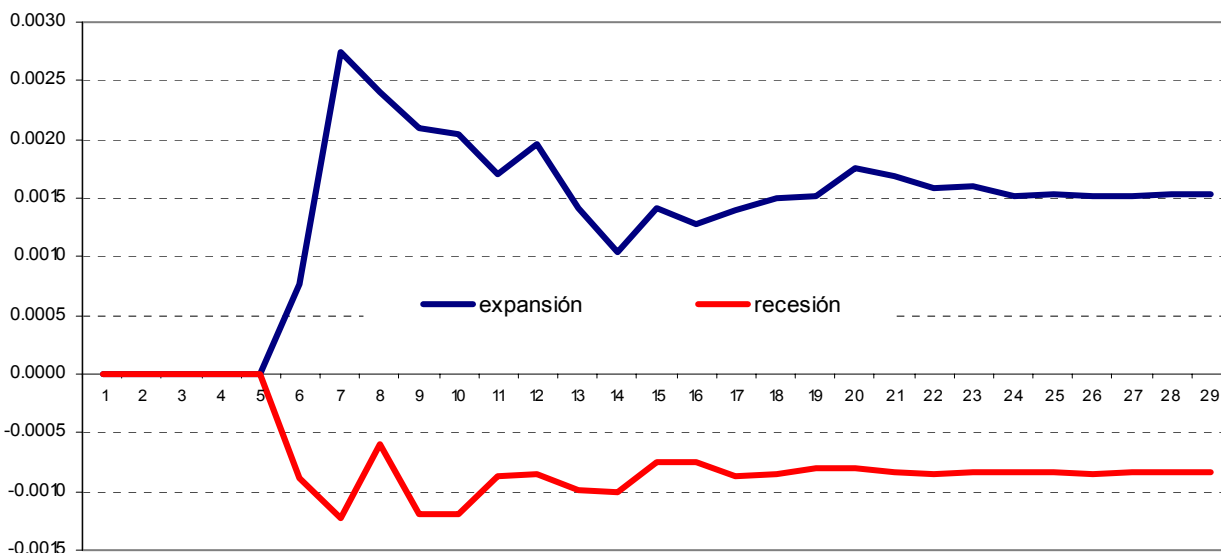
<sup>20</sup> Los shocks de las demás variables permanecen inalterados debido a que el impulso (innovación) a la base monetaria había sido ortogonalizado previamente.

historias de toda la muestra). La primera estimación se realiza para comparar los resultados de shocks externos sobre el tipo de cambio dependiendo de la fase del ciclo económico, mientras que la segunda trata de diferenciar si los efectos de estos shocks dependiendo de la magnitud de los mismos.

En este análisis en particular se plantea el efecto de un shock cambiario sobre el crecimiento económico y la tasa de inflación. Se debe mencionar que el mismo ejercicio puede ser replicado para un shock monetario; asimismo, cabe mencionar que se utilizaron como variables de estado tanto el rezago del crecimiento del producto como para el ciclo económico; sin embargo, se decidió prestar mayor atención a los resultados del segundo (las estimaciones para el rezago del crecimiento del producto se encuentran en el anexo # 2).

Así, es interesante notar el fuerte efecto en el nivel de precios que un shock sobre el tipo de cambio puede tener. Como se observa cuando la economía está en un proceso de expansión el “pass-through” es bastante claro y el aumento en el nivel de precios, debido a un incremento en los precios de los componentes extranjeros de la canasta básica, es notorio. Este comportamiento contrasta con la respuesta del nivel de precios en un contexto recesivo; en este, se observa no un descenso en el grado de transmisión sino más bien una contracción del nivel de precios. Es importante resaltar que las dos respuestas son acumuladas, y por ende señalan reacciones permanentes por parte de la economía.

**Gráfico # 8. Impulso Respuesta Acumulado de la inflación ante un shock en el tipo de cambio, en contextos expansivos y recesivos.**



Este comportamiento podría revelar los diferentes comportamientos de la economía y sus agentes ante un mismo shock dependiendo de la fase en que se encuentren. Si el nivel de producción está en auge, los efectos nocivos del incremento en el nivel de precios serían en gran medida contrarrestados por incremento en el nivel de producción; el cual, a su vez, sería en el algún grado incentivado por la devaluación de la moneda.

Así, se podría plantear la hipótesis de que el ente emisor no tendría mayor inconveniente en permitir un aumento controlado del nivel de precios fruto de un shock devaluatorio, siempre y cuando este se de en un contexto expansivo, en el cual los efectos negativos de una devaluación (aumento del monto en soles a pagar por deudas en dólares, disminución de los créditos, etc) se han contrarrestados por el favorable ambiente asociado al mismo (renegociación de deudas y aumento del nivel de créditos debido a buenas expectativas respecto al futuro).

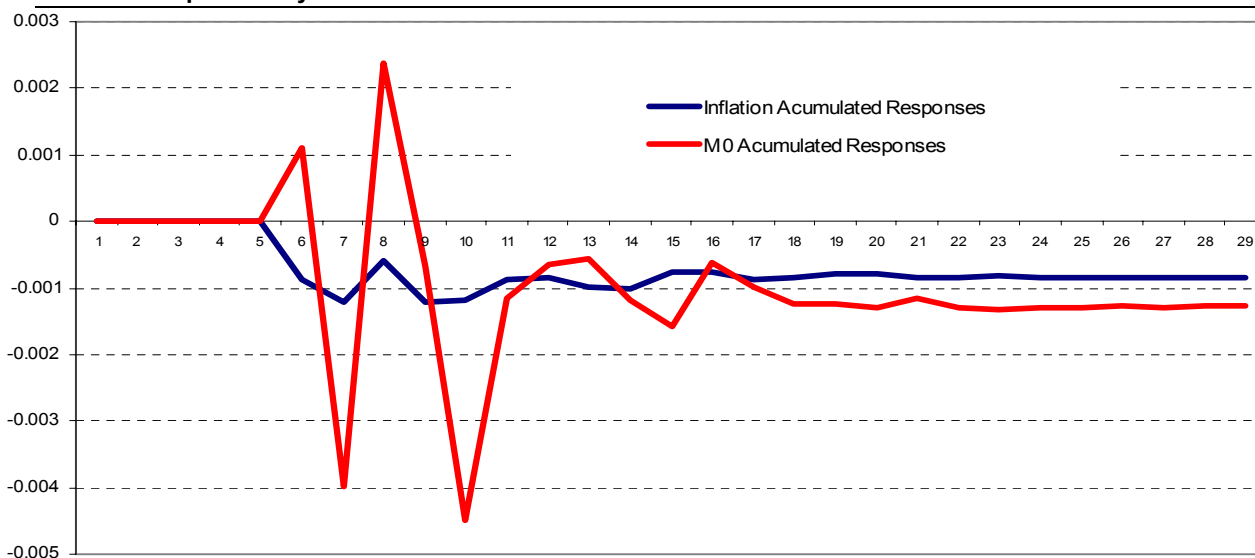
La idea anterior es corroborada en algún grado al observar el comportamiento de la base monetaria después de un shock en el tipo de cambio. Junto con la reacción negativa del nivel de precios antes mostrada, se encuentra una reducción en la base monetaria. Esto se debería a una respuesta por ente emisor tratando de controlar el nivel de depreciación del tipo de cambio. De esta manera, una



depreciación inesperada en un contexto de desaceleración (o recesión) traería serios efectos negativos sobre la economía, razón por la cual se contrae la oferta monetaria (en particular, la base monetaria), tratando de que el monto de la devaluación no sea exagerado. El resultado es relativamente consistente si se observa que para 1999 (año de recesión) el tipo de cambio se incrementó en más de 11%, mientras que el nivel de precios sólo lo hizo en 3.7%.

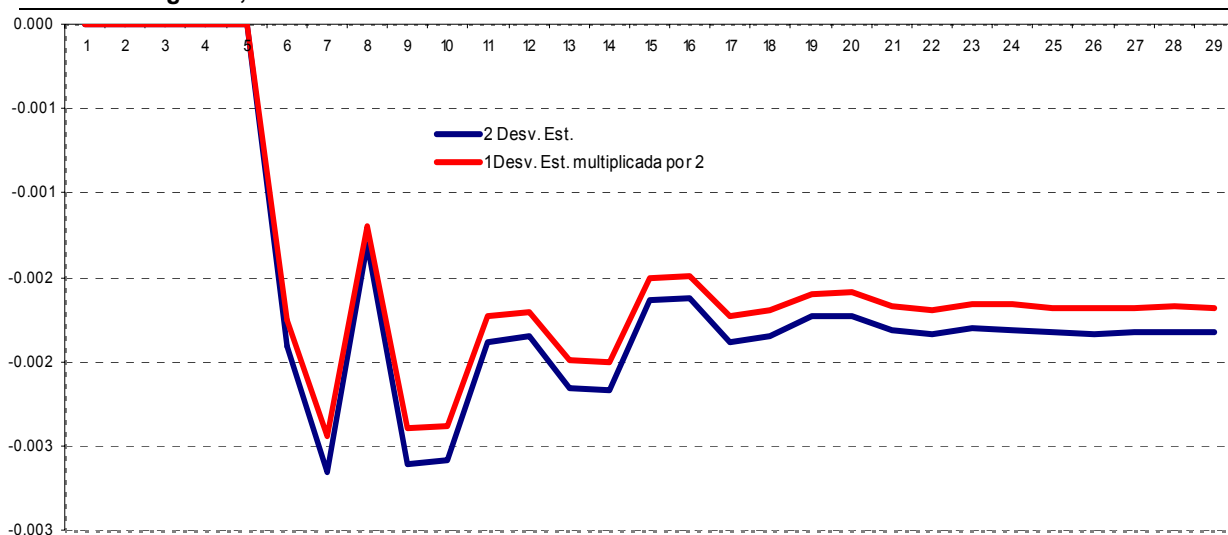
No obstante, cabe tener en cuenta que este razonamiento sigue siendo una hipótesis de trabajo y que a pesar de los indicios es contrarios, se necesita mayores elementos de juicio antes de llegar a una conclusión respecto al comportamiento de los agentes económicos ante shock cambiarios.

**Gráfico # 8. Impulso Respuesta Acumulado de la inflación ante un shock en el tipo de cambio, en contextos expansivos y recesivos.**



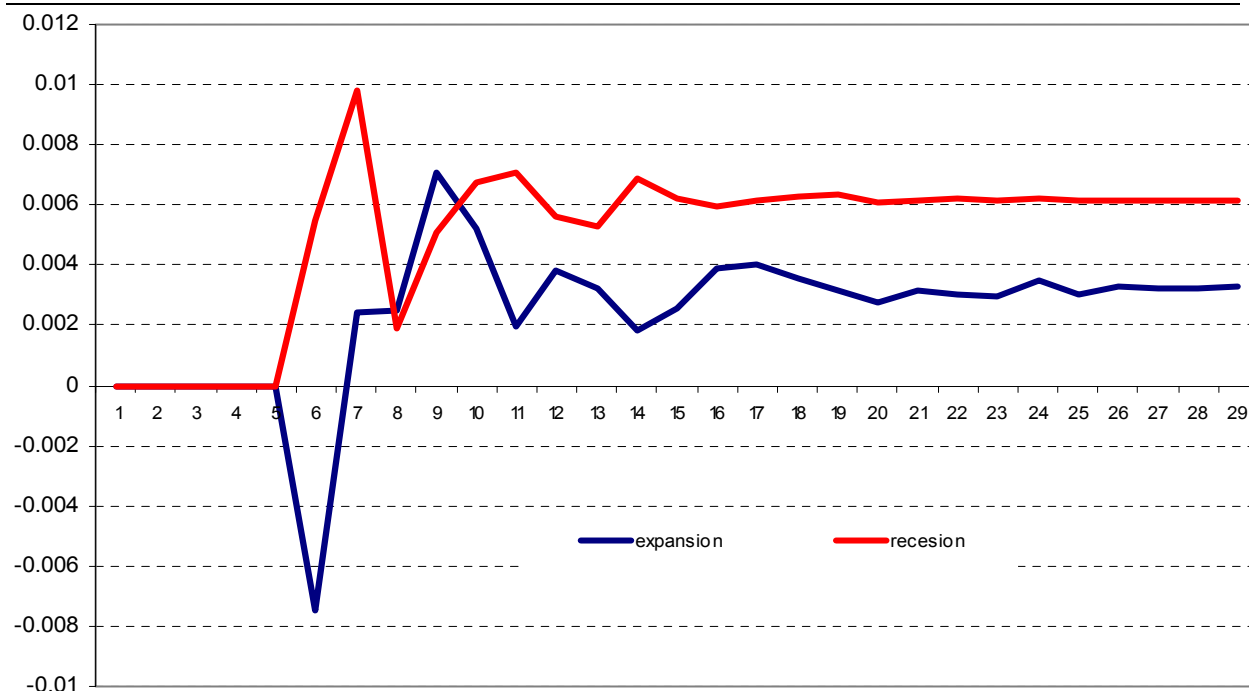
Por otra parte, se observa que la magnitud del shock devaluatorio no tiene mayor efecto en la forma y grado de la respuesta por parte del nivel de precios. Como se recuerda, una modelación permite reacciones no simétricas ante diferentes magnitudes del shock; es decir, no se asegura que el efecto sobre el nivel de precios se duplique si es que el nivel del shock se incrementa en 100%. Como se ve, sin embargo, se obtiene casi la misma respuesta mediante un shock en el tipo de dos desviaciones estándar en un contexto recesivo que mediante la multiplicación del efecto de una desviación por 2 (el anexo # 3 muestra el mismo ejercicio pero en un contexto expansivo). Aunque, se puede ver alguna diferencia hacia los periodos finales, esta no es significativa; de hecho, en los primeros meses no se observa mayores diferencias.

**Gráfico # 8. Asimetrías en los Impulsos Respuesta de la inflación ante un shock en el tipo de cambio de diferente magnitud, en un contexto recesivo.**



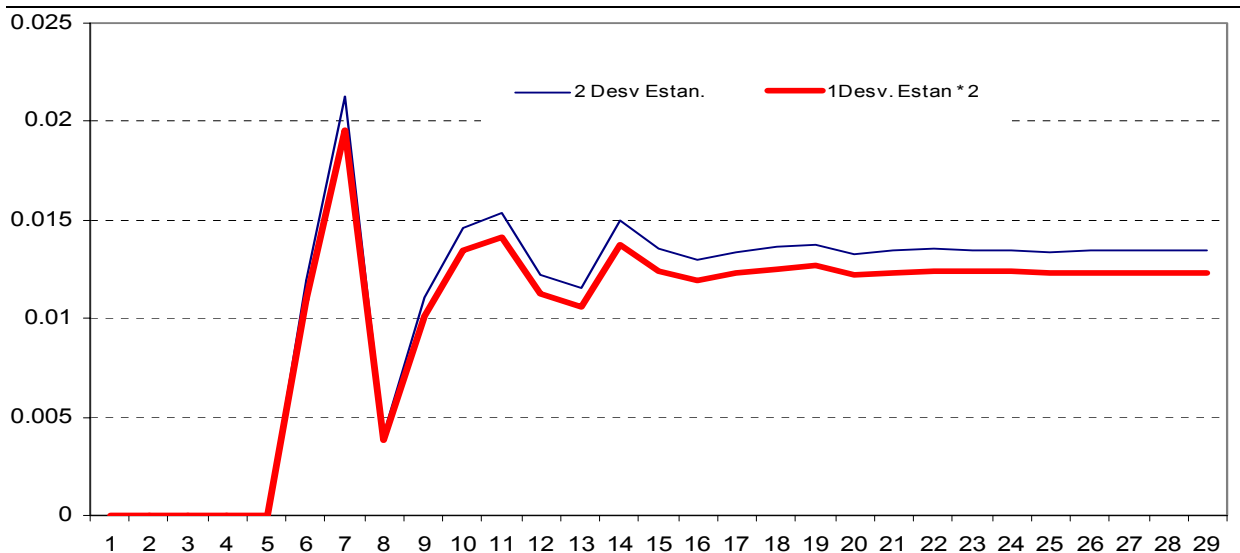
Con respecto al PBI, se observa un comportamiento bastante inusual en la reacción del nivel de producción ante un shock del tipo de cambio. Los resultados señalan que en un contexto recesivo un shock del tipo del cambio tendría mucho mayor impacto sobre el producto que en un contexto expansivo. Si bien se esperaba una leve reacción del producto en una fase expansiva, sorprende la gran respuesta positiva en un contexto de recesión. Aunque se podría argumentar que un shock cambiario encarece las importancias y abarata las exportaciones, lo cual lleva a un impulso de la economía; esta explicación no encaja con la realidad económica recientemente experimentada. Cabría preguntarse si la variable de estado empleada (ciclo económico) es la más apropiada para esta simulación.

**Gráfico # 7. Impulso Respuesta no lineal del PBI ante un shock en el tipo de cambio**



Como último ejercicio, se plantea la posibilidad de incrementar el impacto del shock de una a dos desviaciones estándar para comparar los efectos sobre el producto. En este sentido, el gráfico # 9 señala que al igual que en el caso del nivel de precios las diferencias entre las respuestas no son considerables; de hecho, en los meses iniciales los comportamientos son muy similares, indicando que la principal diferencia se encuentra en el estado de la economía (recesión o expansión) y no tanto en el tamaño del shock a la cual se ve expuesta.

**Gráfico # 9. Impulso Respuesta del producto ante shock de diferente grado del tipo de cambio, en un contexto recesivo.**



## 4. Conclusiones preliminares

Los resultados de las pruebas de linealidad permiten afirmar que la modelación de las relaciones existentes entre las variables monetarias, cambiarias y reales consideradas requiere una especificación que admita la respuesta asimétrica de dichas variables. En particular, todas las pruebas a nivel del sistema permiten concluir que es factible mejorar la especificación del modelo de incluir la posibilidad de que los parámetros del mismo cambien de acuerdo a los valores de una variable de estado. El ciclo económico y el rezago de la tasa de crecimiento del producto son las variables que mayor significancia poseen.

Los modelos VAR no lineales estimados (tanto con el ciclo como el rezago de la tasa de crecimiento del PBI) presentan un mejor grado de ajuste que el modelo, lineal, original. Esto es consistente con la utilización de una mayor cantidad de información para la modelación del sistema, así como del método utilizado para escoger los parámetros necesarios para el cálculo no lineal ( $c$  y  $\gamma$ ).

Por su parte, el análisis impulso - respuesta, muestra indicios de que un shock en el tipo de cambio tiene un efecto asimétrico sobre el nivel de precios, dependiendo del estado de la economía. En un proceso de expansión el "pass-through" es claro y el aumento en el nivel de precios es notorio; mientras que en un contexto recesivo se observa una contracción del nivel de precios; acompañada por una reducción de la base monetaria. El PBI, por su parte, no muestra mayor asimetría en el sentido del impulso - respuesta. Tanto en fases expansivas como recesivas, el modelo indica que un shock cambiario eleva el nivel de producción. Aunque este resultado puede asociarse con un efecto expansivo en la cuenta corriente (producto del shock cambiario), dudas sobre la idoneidad de la variable de estado obligan a profundizar el análisis.

Finalmente, cabe señalar que no se encontró evidencia de que el tamaño del shock pudiese afectar de manera significativa el impacto sobre el nivel de precios y producción. Así, este primer análisis llevaría a pensar que las principales fuentes de asimetría se deben en mayor medida al estado recesivo o expansión del entorno económico y menos a la fuerza del shock que lo golpea.

## ANEXO # 1: CÁLCULO DE LAS FUNCIONES DE IMPULSO RESPUESTA PARA LOS MODELOS NO LINEALES.

El método utilizado para generar el impulso respuesta en el VAR no lineal es similar al descrito por Koop, Pesaran y Potter (1996) y adaptado a ecuaciones simultáneas por Weise (1999).<sup>21</sup>

Una función de impulso respuesta se define como el efecto de un único shock sobre el comportamiento de variables predichas en un determinado modelo. La respuesta de una variable ante este impulso debe ser comparada contra un modelo base en el que no se ha introducido ningún shock. Así, la función de impulso respuesta puede ser expresada (usando la notación de Koop et al.) como:

$$GI_x(n, v_t, w_{t-1}) = E[X_{t+n} / v_t, w_{t-1}] - E[X_{t+n} / w_{t-1}], \quad n = 0, 1, \dots$$

Donde  $GI_x$  representa la función de impulso respuesta *generalizada* de una variable "X", "n" es el período de predicción analizado, " $v_t$ " es el shock y " $w_{t-1}$ " es la "historia" o los valores iniciales de las variables del modelo.

Antes de mostrar el algoritmo con el que se realizó el impulso respuesta, es necesario remarcar algunas diferencias entre las funciones impulso respuesta generadas mediante modelos lineales y las generadas mediante modelos no lineales.

- a) En los modelos lineales las funciones de impulso respuesta es invariante en el tiempo, por lo que  $w_{t-1}$  puede ser cero sin afectar el resultado final. En los modelos no lineales, en cambio, la función de impulso respuesta debe ser condicionada a una historia específica (o la historia debe considerarse como aleatoria).
- b) En los modelos lineales, el comportamiento de una variable dado un shock y un cantidad de errores futuros en la estimación, es igual al comportamiento de esa misma variable cuando los errores futuros son reemplazados por su valor promedio (cero en general). Por lo tanto, estos errores futuros pueden ser tratados como iguales a cero. En el caso de modelo no lineales la situación se complica. Los errores futuros deben ser sacados de una distribución (o una serie en particular) y promediar sus efectos sobre un muestra grande de repeticiones.
- c) En el caso de los modelos lineales la función de impulso respuesta es independiente al tamaño del shock. Cuando el modelo es no lineal, shocks de diferentes tamaños generan diferentes respuestas.

La simpleza de los modelos lineales permiten calcular las funciones de impulso respuesta a partir de los coeficientes estimados en el modelo VAR. En los modelos no lineales, las funciones de impulso respuesta deben ser calculada mediante simulación de los modelos. El siguiente algoritmo fue utilizado para calcular la función de impulso respuesta en este paper (el programa empleado en este paper es de entera propiedad de los autores). El shock sobre la base monetaria,  $V_0$ , ocurre en el periodo "0", y la respuestas son calculadas por "q" (24) periodos. El shock es igual a una desviación estándar de los errores de la estimación de la base monetaria (usando la desviación estándar del modelo lineal para poder compararlos). Al colocar la base monetaria al final de la lista de variables de la estimación VAR y ortogonalizar los errores, se eliminan los efectos contemporáneos sobre el nivel de precios y el producto.

---

<sup>21</sup> Se sugiere su lectura para el mayor entendimiento del marco teórico.

**Pasos del Algoritmo:**

- 1) Escoger una "historia" en particular  $w^{r_{t-1}}$ . La "historia" es el conjunto de valores de las variables endógenas en un periodo de tiempo determinado.
- 2) Escoger una secuencia de errores (o shocks)  $V^{b_{t+n}}$ ,  $n = 0, \dots, q$ . Estos errores (o shocks) reemplazan a los errores estimados del modelo. Se asume que los errores se distribuye de manera conjunta de tal manera que
- 3) Utilizar la historia ( $w^{r_{t-1}}$ ) y los shocks ( $V^{b_{t+n}}$ ) para simular la evolución de las variables a través de los  $q$  periodos del análisis. Definir esta evolución como el *modelo base*  $X_{t+n}(w^{r_{t-1}}, V^{b_{t+n}})$ ,  $n = 0 \dots q$ .
- 4) Introducir el shock  $V_0$  (la desviación estándar de los errores ortogonalizados del modelo lineal) en vez del primer elemento de  $V^{b_{t+n}}$  y simular la evolución de las variables a través de los  $q$  periodos del análisis. Definir esta evolución como  $X_{t+n}(V_0, w^{r_{t-1}}, V^{b_{t+n}})$ ,  $n = 0 \dots q$ .
- 5) Repetir el procedimiento del paso dos al cuatro B veces (en nuestro caso B = 100).
- 6) Repetir el procedimiento de los pasos 1 al 5 R veces y calcular  $X_{at+n}(V_0) = [X_{t+n}(V_0, wrt-1, Vbt+n) - X_{t+n}(wrt-1, Vbt+n)] / BR$  como la función de impulso respuesta promedio.

**Programa en Eviews:**

*'Se restringe la muestra a un rango donde existen datos para todas las variables empleadas*

SMPL 1992:02 2000:10

'Declaración y preparación de objetos

=====

*' Se especifica el número de variables y rezagos a utilizar*

'Number of variables:

!k = 4

'Number of lags:

!p = 4

*' Se crean dos grupos de variables, llamados: "Lag\_variables1" y "Lag\_variables2"*

GROUP Lag\_variables1

GROUP Lag\_variables2

*' El primer grupo (Lag\_variables1) contiene los rezagos de las variables a utilizar (PBI, Inflación, tipo de cambio, base monetaria) '*

FOR !i = 1 to !k

    %Name = Variables.@SERIESNAME(!i)

    Lag\_variables1.ADD %Name(-1 to -!p)

NEXT

*' El primer grupo (Lag\_variable21) contiene los rezagos de las variables a utilizar (PBI, Inflación, tipo de cambio, base monetaria) multiplicadas por la variable de estado de la economía'*

FOR !i = 1 to !k

    FOR !j = 1 to !p

        %Name = Variables.@SERIESNAME(!i)

        Lag\_variables2.ADD %Name(-!j)\*Ge

    NEXT

NEXT

*' Estimación del VAR No Lineal*

'VAR no lineal

=====

*'Se crea una matriz de 94 por 4 , donde se guardaran los errores de estimación del VAR no lineal'*

MATRIX(94,4) Errors

*' Una a una todas las variables del sistema son regresionadas (mediante un OLS simple), contra una constante, sus rezagos, el variable de estado sola y la combinación de la variable de estado y los rezagos de las variables'*

```
FOR !i = 1 to !k
  %Name = Variables.@SERIESNAME(!i)
  EQUATION Var!i.LS %Name c Lag_variables1 Ge Lag_variables2
  STOM(Resid,_Err!i)
  COLPLACE(Errors,_Err!i,!i)
  D_Err!i
NEXT
```

### 'Simulacion

=====

*' El ejercicio entero de simulación se realiza 100 veces mediante un loop'*

```
FOR !s = 1 to 100
```

*' Primero se generan valores aleatorios provenientes de una distribución normal; después se utilizan estos valores para construir la serie de errores de cada variables que será empleada en esa iteración'*

```
for !l = 1 to 4
  genr x = 1 + @round(93*(@rnd))
  for !h = 0 to 93
    genr shock!l(!h) = errors(x(!h), !l)
  next
next
```

*' Las series de errores (shock1, shock2, shock3 y shock4) son agrupadas en un matriz llamada "Extract", luego que se crea la matriz Extract2 la cual es idéntica a la primera excepto por la primera cifra de la variable tipo de cambio. Esta cifra es el shock que será introducido para la modelación del impulso respuesta.'*

```
group g1 shock1 shock2 shock3 shock4
stom(g1, Extract)
' MATRIX Extract = @RESAMPLE(Errors)
delete g1 shock1 shock2 shock3 shock4
MATRIX Extract_2 = Extract
Extract_2(1,4) = shock
```

*' Después de haber escogido cuatro periodos de historia (necesaria para la simulación de las variables), se simula el comportamiento de las variables desde el periodo 5 al 29 (es decir, se poseen al menos 24 meses para análisis).*

*Para cada una de las 4 series (jj = 1 to 4) y en cada uno de los 24 periodos (de 5 a 29), se generan dos tipos de resultados, uno con el shock y el otro sin el shock ( Scalar Reg\_b!j y Scalar Reg\_s!j )*

```
FOR !i = 5 to 29
```

```
FOR !j = 1 to 4
```

```
!Lineal = Var!j.C(1) + Var!j.C(2)*Inflatbase(!i-1) + Var!j.C(3)*Inflatbase(!i-2) + Var!j.C(4)*Inflatbase(!i-3) +
Var!j.C(5)*Inflatbase(!i-4) + Var!j.C(6)*Outputbase(!i-1) + Var!j.C(7)*Outputbase(!i-2) + Var!j.C(8)*Outputbase(!i-3) +
Var!j.C(9)*Outputbase(!i-4) + Var!j.C(10)*M0base(!i-1) + Var!j.C(11)*M0base(!i-2) + Var!j.C(12)*M0base(!i-3) +
Var!j.C(13)*M0base(!i-4) + Var!j.C(14)*Exratebase(!i-1) + Var!j.C(15)*Exratebase(!i-2) + Var!j.C(16)*Exratebase(!i-3) +
Var!j.C(17)*Exratebase(!i-4)
```

```
!Lineal_s = Var!j.C(1) + Var!j.C(2)*Inflatshock(!i-1) + Var!j.C(3)*Inflatshock(!i-2) + Var!j.C(4)*Inflatshock(!i-3) +
Var!j.C(5)*Inflatshock(!i-4) + Var!j.C(6)*Outputshock(!i-1) + Var!j.C(7)*Outputshock(!i-2) +
Var!j.C(8)*Outputshock(!i-3) + Var!j.C(9)*Outputshock(!i-4) + Var!j.C(10)*M0shock(!i-1) + Var!j.C(11)*M0shock(!i-2) +
Var!j.C(12)*M0shock(!i-3) + Var!j.C(13)*M0shock(!i-4) + Var!j.C(14)*Exrateshock(!i-1) +
Var!j.C(15)*Exrateshock(!i-2) + Var!j.C(16)*Exrateshock(!i-3) + Var!j.C(17)*Exrateshock(!i-4)
```

```
!No_Lineal = Var!j.C(18)*1/(1+exp(-100*(Cycle_expan(!i))/desv)) + 1/(1+exp(-100*(Cycle_expan(!i))/desv))*
(Var!j.C(19)*Inflatbase(!i-1) + Var!j.C(20)*Inflatbase(!i-2) + Var!j.C(21)*Inflatbase(!i-3) +
Var!j.C(22)*Inflatbase(!i-4) + Var!j.C(23)*Outputbase(!i-1) + Var!j.C(24)*Outputbase(!i-2) +
```

Varlj.C(25)\*Outputbase(li-3) + Varlj.C(26)\*Outputbase(li-4) + Varlj.C(27)\*M0base(!i-1) + Varlj.C(28)\*M0base(li-2) + Varlj.C(29)\*M0base(li-3) + Varlj.C(30)\*M0base(!i-4) + Varlj.C(31)\*Exratebase(!i-1) + Varlj.C(32)\*Exratebase(li-2) + Varlj.C(33)\*Exratebase(!i-3) + Varlj.C(34)\*Exratebase(li-4))

!No\_Lineal\_s = Varlj.C(18)\*1/(1+exp(-100\*(Cycle\_expan(!i)/desv)) + 1/(1+exp(-100\*(Cycle\_expan(!i))/desv))\*(Varlj.C(19)\*Inflatshock(!i-1) + Varlj.C(20)\*Inflatshock(!i-2) + Varlj.C(21)\*Inflatshock(!i-3) + Varlj.C(22)\*Inflatshock(!i-4) + Varlj.C(23)\*Outputshock(li-1) + Varlj.C(24)\*Outputshock(!i-2) + Varlj.C(25)\*Outputshock(li-3) + Varlj.C(26)\*Outputshock(!i-4) + Varlj.C(27)\*M0shock(!i-1) + Varlj.C(28)\*M0shock(!i-2) + Varlj.C(29)\*M0shock(!i-3) + Varlj.C(30)\*M0shock(li-4) + Varlj.C(31)\*Exrateshock(!i-1) + Varlj.C(32)\*Exrateshock(!i-2) + Varlj.C(33)\*Exrateshock(!i-3) + Varlj.C(34)\*Exrateshock(!i-4))

Scalar Reg\_blj = !Lineal + !No\_Lineal + Extract(!i-4,!j)  
 Scalar Reg\_slj = !Lineal\_s + !No\_Lineal\_s + Extract\_2(!i-4,!j)

NEXT

*' Para cada uno de los periodos (de 5 a 29) de simulación , se guardan los los dos resultados de las variables. Uno sin shock (Inflatbase, Outputbase, M0base y Exratebase) y otro con shock (Inflatshock, Outputshock, M0shock y Exrateshock)*

Inflatbase(!i) = Reg\_b1  
 Outputbase(!i) = Reg\_b2  
 M0base(!i) = Reg\_b3  
 Exratebase(!i) = Reg\_b4

Inflatshock(!i) = Reg\_s1  
 Outputshock(!i) = Reg\_s2  
 M0shock(!i) = Reg\_s3  
 Exrateshock(!i) = Reg\_s4

NEXT

*' La diferencia entre los resultados con shock y los resultados sin shock se guardan en vectores previamente creados llamados resp\_high\_X (para efectos de análisis sólo se crean tres vectores) pero en principio se podrían crear cuatro.*

resp\_high\_inflat = resp\_high\_inflat + (inflatshock - inflatbase)  
 resp\_high\_output = resp\_high\_output+ (outputshock - outputbase)  
 resp\_high\_M0 = resp\_high\_M0+ (M0shock - M0base)

NEXT

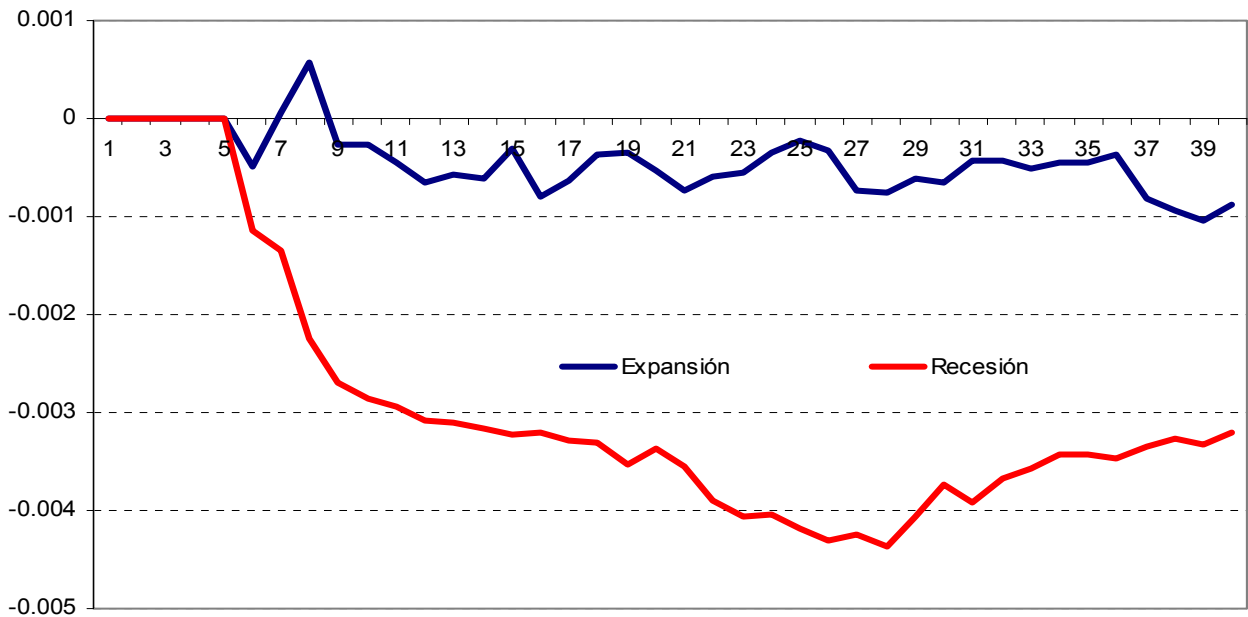
*' Al final de las 100 iteraciones, estos vectores van a contener la suma de todas las diferencias de los resultados con y sin shock, por esta razón se dividen entre 100 para tener un resultado promedio. El resultado final es un impulso respuesta no lineal promedio, condicionado a una historia específica.*

resp\_high\_inflat = resp\_high\_inflat/100  
 resp\_high\_output= resp\_high\_output/100  
 resp\_high\_M0 = resp\_high\_M0/100

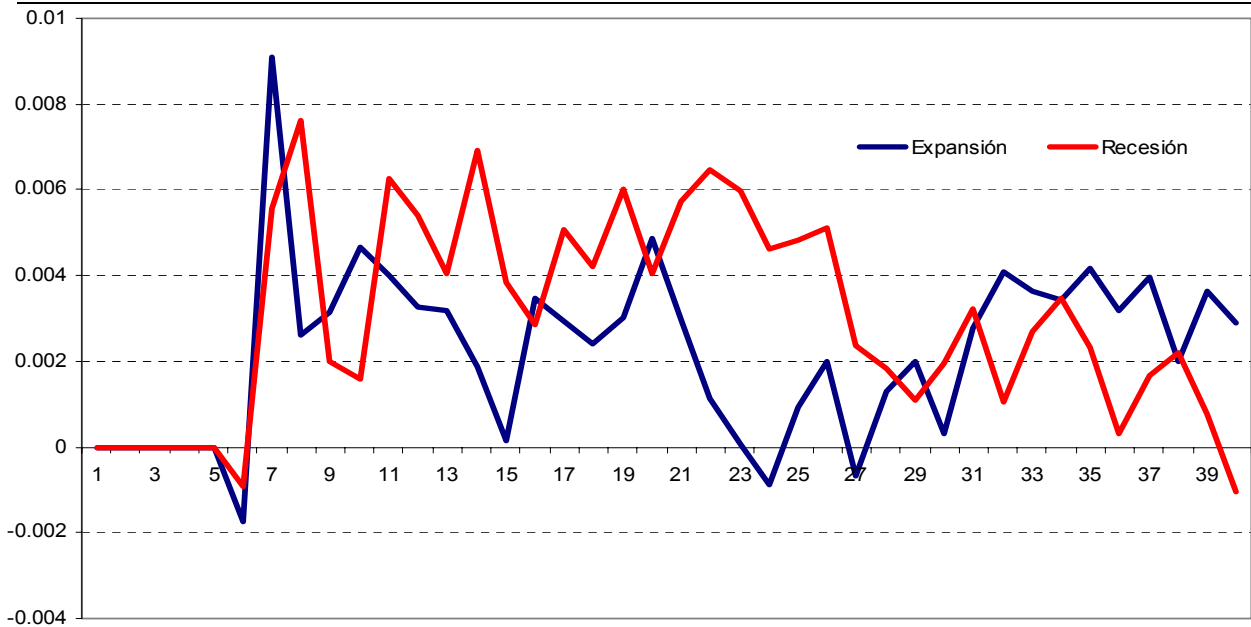
## Anexo # 2

Variable de Estado: Rezago del Crecimiento del Producto

Impulso Respuesta no lineal de la inflación ante un shock en el tipo de cambio



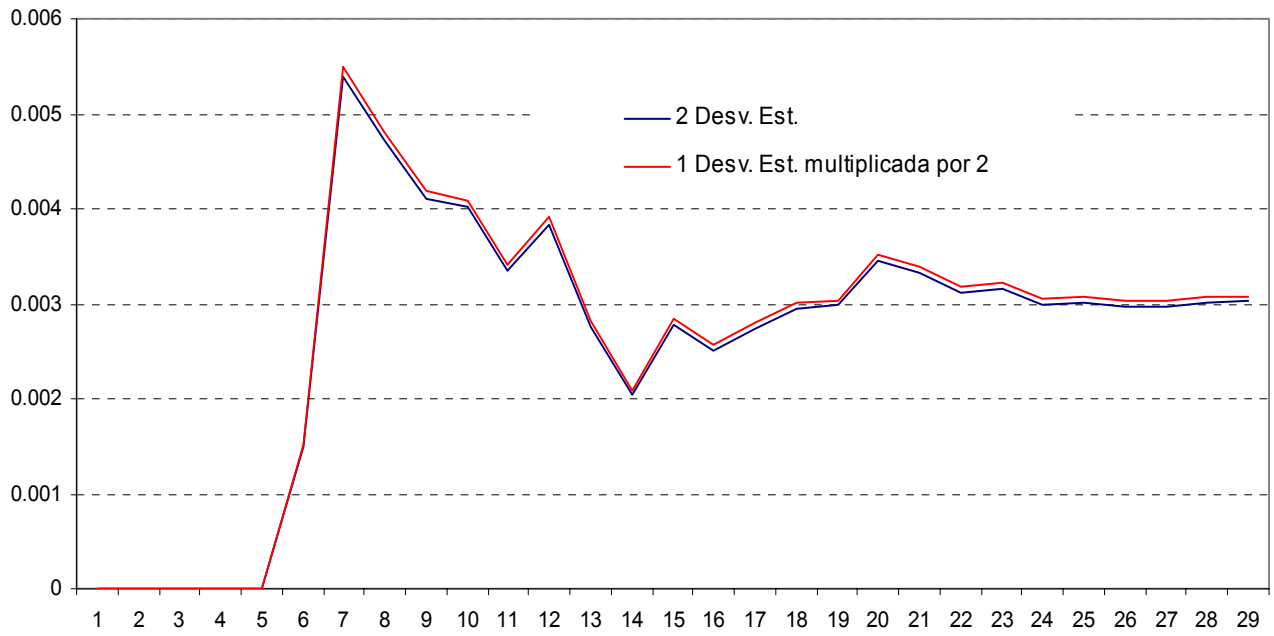
Impulso Respuesta no lineal del PBI ante un shock en el tipo de cambio





### Anexo # 3

**Asimetrías en los Impulsos Respuesta de la inflación ante un shock en el tipo de cambio de diferente magnitud, en un contexto expansivo.**



## Referencias

- Arena, Marco y Pedro Tuesta [1999] "El Objetivo de la Intervención del Banco Central: ¿el nivel del tipo de cambio, la reducción de la volatilidad o ambos?: Un análisis de la experiencia peruana 1991-1998", *Estudios Económicos del Banco Central de Reserva del Perú*, Diciembre.
- Arena, Marco y Pedro Tuesta [1998] "Fundamentos y desalineamientos: el tipo de cambio real de equilibrio en el Perú", *Estudios Económicos del Banco Central de Reserva del Perú*, Agosto.
- Ball, Laurence [1999] "Policy Rules for Open Economies", *Monetary Policy Rules* (ed. John B. Taylor), A National Bureau of Economic Research Conference Report, 1999.
- Banco Central de Reserva del Perú: Gerencia de Estudios Económicos, "La Política Monetaria del Banco Central de Reserva del Perú" *Notas de Estudios No. 6*, 1999.
- Beaudry, Paul y Gary Koop, "Do Recessions Permanently Change Output?", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 3, pp.149 - 163, 1993.
- Blanchard, Oliver y Danny Quah [1989] "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review* 79 (sept.), pp. 655 - 673
- Brännäs, Kurt, Jan G. de Gooijer y Timo Teräsvirta, "Testing Linearity against Nonlinear Moving Average Models", *Communications in Statistics, Theory and Methods*, Vol. 27, No. 8, pp. 2025-2035, 1998.
- Bringas A., Paul y Vicente Tuesta R. "El Superávit de encaje y los mecanismos de transmisión de la política monetaria: una aproximación", *Estudios Económicos, Banco Central de Reserva del Perú*, pp. 33 - 50, 1997.
- Calvo, Guillermo [1999] "On Dollarization", Universidad de Maryland, mimeo.
- Carstens, Agustín y Alejandro Werner [1999] "Mexico's Monetary Policy Framework Under a Floating Exchange Rate Regime", Banco de México Working Paper 99/05.
- Castro, Juan F. y Eduardo Morón [2000] "Uncovering Central Bank's Monetary Policy Objectives: Going Beyond Fear of Floating, Centro de Investigación de la Universidad de Pacífico, mimeo.
- Cover, James, "Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-Supply Shocks", *Quarterly Journal of Economics*, Noviembre, pp. 1261 - 1282, 1991.
- Delong, J. Bradford y Lawrence H. Summers, "How Does Macroeconomic Policy Affect Output?", *Brookings Papers on Economic Activity* No. 2, pp. 433 - 494, 1988.
- De la Rocha, Javier, "The transmission mechanism of Monetary Policy in Peru", Bank for International Settlements, Policy Papers No. 3, pp. 181 - 194, 1997.
- Enders, Walter, *Applied Econometric Time Series*, Iowa State University. John Wiley & Sons, INC, 1995.
- Escobal, Javier y Javier Torres [2000] "Construcción de un Indicador Líder del PBI: Perú 1991- 1999", Grupo de Análisis para el Desarrollo, mimeo.
- Evans, Paul, "Does the Potency of Monetary Policy Vary with Capacity Utilization?", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. Vol 24, No. 16, pp. 303 - 332, 1986.
- García, René y Huntley Schaller, "Are the Effects of Monetary Policy Asymmetric?", Working Paper No. 95-6, Department of Economics, University of Montreal, 1995.

- Granger, Clive W. y Timo Terasvirta [1993] *Modeling NonLinear Economic Relationships*. New York: Oxford University press.
- Kamin, Steven y John Rogers [1997] "Output and the Real Exchange Rate in Developing Countries: an Application to Mexico", *International Finance Discussion Papers*, 580.
- Kamin, Steven, Philip Turner y Josef van Dack, "The transmission mechanism of monetary policy in emerging market economies: an overview", Bank for International Settlements, Policy Papers No. 3, pp. 5 - 64, 1997.
- Kandil, Magda [1995] "Asymmetric Nominal Flexibility and Economic Fluctuations", *Southern Economic Journal*, Vol. 61, pp. 674 - 695.
- Koop, Gary, Hashem Pesaran y Simon M. Potter [1996] "Impulse Response Analysis in Non-Linear Multivariate Models", *Journal of Econometrics* Vol. 74, pp. 119 - 147.
- Morón, Eduardo y Luis F. Zegarra [1998] "Measuring and Targeting Core Inflation in a Small, Open and Dollarized Economy: The Peruvian Case", Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico.
- Potter, Simon, "A Nonlinear Approach to U.S. GNP", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 10, pp. 109 - 125, 1994.
- Potter, Simon, "Nonlinear Time Series Modeling: An Introduction", Federal Reserve Bank of New York Working Papers, 1999.
- Taylor, John [1993] "Discretion versus Policy Rules in Practice", *Carregie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 39, pp. 195-214.
- Teräsvirta, Timo [1994] "Specification, estimation and evaluation of smooth transition autoregressive models", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 89, pp. 208-218.
- Teräsvirta, Timo, Dick van Dijk y Philip Hans Franses, "Smooth Transition Autoregressive Models - A Survey of Recent Developments", SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, No. 380, 2000.
- Thoma, Mark A. [1994] "Subsample instability and Asymmetries in Money-Income Causality", *Journal of Econometrics*, Vol. 64, pp. 279 - 306.
- Weise, Charles [1999] "The Asymmetric Effects of Monetary Policy: A Nonlinear Vector Autoregression Approach", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 31, No. 1, pp. 85 - 108.