



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

Efectos no lineales de choques de política monetaria y de tipo de cambio real en economías parcialmente dolarizadas: un análisis empírico para el Perú

Saki Bigio^{*} y Jorge Salas^{*}

^{*} Banco Central de Reserva del Perú y New York University

^{**} Banco Central de Reserva del Perú

DT. N°. 2006-008
Serie de Documentos de Trabajo
Working Paper series
Agosto 2006

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los de los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

The views expressed in this paper are those of the authors and do not reflect necessarily the position of the Central Reserve Bank of Peru.

Efectos no lineales de choques de política monetaria y de tipo de cambio real en economías parcialmente dolarizadas: un análisis empírico para el Perú *

Saki Bigio[†]

Banco Central de Reserva del Perú y New York University

Jorge Salas[‡]

Banco Central de Reserva del Perú

Agosto 2006

Resumen

En este trabajo se explora si variaciones en la posición de política monetaria y en el tipo de cambio real generan efectos no lineales sobre el producto y la inflación en una economía parcialmente dolarizada como la peruana. Para ello, se estima un modelo VAR de Transición Suave y se reportan funciones de impulso-respuesta para choques de distinto tamaño y signo, así como para distintos niveles iniciales de la brecha del producto.

Se encuentran evidencias de no linealidades ante choques de política monetaria, las cuales indicarían la convexidad de la curva de oferta agregada. En particular, se halla que la política monetaria afecta más fuertemente al producto durante etapas de bajo crecimiento, mientras que, al contrario, la respuesta de la inflación es mayor en la fase positiva del ciclo económico. En relación a los choques del tipo de cambio real, se muestra que las depreciaciones tienen efectos contractivos de corto plazo más negativos durante las recesiones y un mayor traspaso a la inflación en etapas de alto crecimiento. La evidencia encontrada acerca de otros efectos no lineales derivados de estos choques se discute en el documento.

Clasificación JEL: E32, E52, E58, C32

Palabras clave: No linealidades, Política Monetaria, LSTVAR, Dolarización, Perú

* Una versión en inglés de este documento aparecerá próximamente en la revista "Money Affairs", publicación del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericano (CEMLA). Los autores agradecen los comentarios de los participantes de la X Reunión de la Red de Investigadores de Banca Central organizada por el CEMLA, así como de los asistentes al XXIII Encuentro de Economistas del BCRP. De manera especial, desean agradecer las sugerencias de Alberto Humala, Paul Castillo, Carlos Montoro y Vicente Tuesta. Las opiniones expresadas y cualquier error existente son únicamente de responsabilidad de los autores.

[†] E-mail: sbigio@nyu.edu

[‡] E-mail: jorge.salas@bcrp.gob.pe

1 Introducción

La literatura económica ha prestado atención a los efectos no lineales que surgen ante choques de política monetaria a partir de las teorías nekeynesianas relacionadas con las rigideces salariales, los costos de menú y la existencia de restricciones de capacidad productiva (Gordon, 1990). Todas estas hipótesis sugieren una forma convexa de la curva de oferta agregada¹.

En el plano empírico, una serie de trabajos realizados con datos de países desarrollados han mostrado que, efectivamente, la respuesta de la inflación y el producto puede ser distinta ante choques de política monetaria dependiendo del estado del ciclo económico y del tamaño o signo del choque.

A nuestro conocimiento, a pesar de la importancia que conlleva para el análisis de política de los banqueros centrales, este tipo de estudios aún no se ha llevado a cabo con la debida profundidad en economías emergentes y, en particular, en el marco de economías parcialmente dolarizadas como el Perú. Este trabajo busca precisamente llenar este vacío. El caso peruano es de especial interés, puesto que se trata de un país en el que la dolarización de depósitos ha alcanzado alrededor del 70 por ciento, a la par que las condiciones macroeconómicas se han mantenido estables en los últimos años y la inflación ha alcanzado niveles internacionales desde finales de los noventa².

Asimismo, en el presente estudio también se aborda la exploración de respuestas no lineales ante choques del tipo de cambio real, que, como es evidente, constituye una variable muy relevante en países que adolecen de un alto grado de dolarización. Así, por un lado, el potencial “efecto hoja de balance” (Céspedes et al., 2004) que se genera en estas economías puede distorsionar el proceso “tradicional” de transmisión monetaria debido a los efectos de la política monetaria sobre el tipo de cambio. Más aun, los mismos choques del tipo de cambio real podrían causar reacciones asimétricas³ de las políticas del banco central, ya sea por temores al traspaso (*pass-through*) a la inflación o a la activación del mencionado efecto hoja de balance. Por otra parte, es interesante analizar si movimientos de distinto signo y magnitud del tipo de cambio real provocan efectos distintos sobre variables como el producto y la inflación.

¹ Algunos estudios recientes han mostrado que la política monetaria también puede generar efectos no lineales sobre el producto y la inflación debido a reacciones asimétricas de la demanda agregada, ante la existencia de preferencias no homotéticas (Castillo y Montoro, 2005).

² Esta evolución está en línea con los resultados reportados por Reinhart et al. (2003), quienes hallan evidencia de que un alto nivel de dolarización no es un obstáculo para un control monetario efectivo o para lograr reducciones importantes de la inflación.

³ Arbitrariamente, a lo largo del documento se emplean de forma indistinta los términos “no linealidades” y “asimetrías”.

Por la naturaleza del análisis, en este trabajo se emplea una técnica econométrica no lineal; en particular, se estima un modelo de Vectores Autorregresivos de Transición Suave Logística (LSTVAR, por sus siglas en inglés) con datos de la economía peruana para el periodo enero 1994 – julio 2004. En síntesis, mediante esta metodología se muestra la dinámica que generan choques de política monetaria y de tipo de cambio real sobre algunas variables claves de la economía, tomando como “variable de estado” al ciclo económico (i.e., el análisis se efectúa para episodios de bajo y alto crecimiento). Adicionalmente, se evalúan los efectos diferenciados que se registran ante choques de distinto tamaño y signo.

En relación a los choques de política monetaria, los resultados muestran respuestas similares a las observadas en economías no dolarizadas, esto es, mayor impacto sobre el producto y menor sobre la inflación en etapas de bajo crecimiento, y lo opuesto durante la parte positiva del ciclo económico. De esta forma, se podría intuir que la dolarización no distorsiona la forma convexa de la curva de oferta agregada, si es que esta fuera la fuente de las no linealidades encontradas. Asimismo, se halla que choques monetarios de mayor magnitud son marginalmente más capaces de afectar a los precios antes que al producto. Por último, el análisis de choques de distinto signo sugiere que una política monetaria orientada a guiar el producto hacia su nivel de largo plazo (i.e., anticíclica) es más eficaz que una política de carácter procíclico.

En cuanto a los choques de tipo de cambio real, se encuentra evidencia de depreciaciones contractivas en el corto plazo, lo cual daría indicios sobre la existencia del efecto hoja de balance en la economía peruana. Se observa además que este efecto contractivo es más perjudicial durante periodos de bajo crecimiento. Coincidentemente, la respuesta positiva de la tasa de interés de política monetaria es más marcada en estos episodios. Asimismo, el efecto traspaso de la depreciación a la inflación es mayor durante la fase positiva del ciclo económico y se hace más pronunciado ante choques más grandes. Por último, el análisis para choques de diferente signo no revela asimetrías importantes sobre el producto, lo cual brindaría sustento para afirmar que las apreciaciones cambiarias tienen efectos expansivos, al menos en el corto plazo.

El documento posee la siguiente estructura: en la sección 2 se hace una breve revisión de los antecedentes empíricos de este trabajo; luego, en la tercera sección, se detalla la metodología LSTVAR, mientras que en la sección 4 se muestran los resultados del VAR lineal. Los tests para evaluar la presencia de no linealidades se describen en la sección 5, y las funciones de impulso-respuesta del LSTVAR se reportan y explican en la sexta sección. Finalmente, las principales conclusiones son expuestas en la sección 7.

2 Antecedentes empíricos⁴

Una revisión exhaustiva de los trabajos empíricos realizados acerca de los efectos no lineales de la política monetaria es la realizada por Castillo y Montoro (2005). Estos autores dividen esta literatura en dos categorías: aquellos que investigan las respuestas asimétricas ante distintos tamaños y signos del choque y, por otro lado, los estudios que se enfocan en las no linealidades causadas por la fase del ciclo económico en la cual se simula el choque. En este trabajo, nos basamos en la clasificación y revisión bibliográfica propuesta en aquel documento.

Así, dentro del primer grupo de estudios, DeLong y Summers (1988), Cover (1992) y Morgan (1993) encuentran que choques monetarios expansivos no tienen efectos sobre el producto en EE.UU., mientras que los contractivos sí muestran un impacto sobre la actividad económica⁵. Por su parte, Karras (1996) halla evidencia similar para otros países industrializados. No obstante, Ravn y Sola (1996) señalan que las asimetrías no son tan evidentes ante choques de distinto signo, sino más bien de diferente tamaño; así, estos autores concluyen que para la economía estadounidense los choques pequeños no anticipados son no neutrales, pero aquellos de mayor tamaño sí lo son.

Dentro de la categoría de trabajos que fundamentan las asimetrías en la fase del ciclo económico como variable de estado –es decir, en los cuales las no linealidades son consecuencia de la simulación del choque en periodos de expansión y contracción de la actividad económica–, puede citarse el aporte de Thoma (1994)⁶. Este autor indica que la relación entre el ingreso doméstico y la oferta de dinero se hace más estrecha en periodos de bajo crecimiento económico y menos pronunciada en episodios de “booms” (i.e., alto crecimiento). Asimismo, en dicho estudio se halla que choques negativos tienen efectos reales mayores durante periodos de alto crecimiento y que, por otro lado, choques positivos no parecen generar efectos no lineales.

Un trabajo de especial interés es el de Weise (1999). Este autor realiza un análisis que engloba las características de las dos categorías de documentos previamente descritas.

⁴ No se profundizará en la revisión de la literatura teórica relacionada. Sin embargo, puede tomarse como referencia el trabajo de Ball y Mankiw (1994) para un análisis formal de la dinámica no lineal de la inflación bajo la presencia de costos de menú. Por otra parte, Castillo y Montoro (2005) proponen un modelo neo-keynesiano donde las no linealidades ante choques monetarios surgen debido a la coexistencia de una oferta agregada cóncava y preferencias de los consumidores no homotéticas, las cuales se fundamentan en la presencia de restricciones crediticias.

⁵ Los dos primeros de estos estudios emplean agregados monetarios, mientras que el último utiliza la tasa de la FED.

⁶ Caballero y Engel (1992), Agénor (2001) y Holmes and Wang (2002) son otros estudios citados por Castillo y Montoro (2005).

De este modo, mediante el uso de una técnica econométrica más apropiada que la empleada en anteriores investigaciones –se estima un VAR de Transición Suave Logística (LSTVAR, en adelante)–, evalúa las asimetrías que surgen ante choques monetarios de distinto tamaño y signo durante las fases de expansión y contracción del producto. Entre otras conclusiones, se halla que la política monetaria es más efectiva en términos reales en periodos de menor crecimiento, mientras que lo opuesto ocurre para el caso de la inflación. El autor toma esta evidencia como indicio de la convexidad de la curva de oferta agregada en EE.UU.

Por otra parte, en el marco de economías parcialmente dolarizadas, algunos autores (e.g., Baliño et al., 1999) han señalado que la política monetaria está sujeta a una pérdida de efectividad debido al escaso control del banco central sobre los agregados monetarios más amplios. Sin embargo, la evidencia empírica apunta a refutar esta apreciación. El análisis de Reinhart et al. (2003), por ejemplo, permite inferir que en economías altamente dolarizadas es posible aplicar eficazmente la política monetaria.

El caso peruano no parece constituir una excepción: a pesar del elevado nivel de dolarización del sistema financiero –alrededor del 70 por ciento del crédito y la liquidez–, varios estudios concluyen que en años recientes la política monetaria ha sido capaz de afectar de modo significativo tanto al producto como a la inflación (Quispe, 2000; Rossini, 2001; Bigio y Salas, 2004; Winkelried, 2004; entre otros).

En cuanto a los efectos del tipo de cambio real en economías parcialmente dolarizadas, Carranza et al. (2003) indican que la evidencia internacional no es concluyente para responder si el efecto hoja de balance anula el efecto competitividad –esto es, la acción expansiva sobre la exportaciones netas ante depreciaciones reales de la moneda–. Sin embargo, el análisis de estos autores para un grupo de firmas peruanas muestra únicamente evidencia de un efecto hoja de balance significativo. Con el uso de datos agregados, Winkelried (2004) halla también indicios de este resultado en el corto plazo, aunque en dicho estudio sí se verifica la existencia del efecto competitividad en el largo plazo⁷.

Algunos trabajos recientes han explorado los efectos no lineales de choques del tipo de cambio real en la economía peruana. Así, Castro y Morón (2004) encuentran que a mayor tamaño del choque la respuesta contractiva del producto es mayor, es decir, un síntoma del efecto hoja de balance⁸. En términos de los precios, los resultados podrían ser cuestionables pues se sugiere que choques más fuertes causarían un traspaso a la inflación de signo negativo. Igualmente, el trabajo de Carranza et al. (2004) reporta evidencia similar

⁷ A una conclusión parecida llega el trabajo de Céspedes et al. (2005) para una amplia muestra de episodios de devaluación en países emergentes y desarrollados.

⁸ En dicho documento se emplea una metodología similar a la utilizada en el presente trabajo (i.e., LSTVAR). No obstante, sus autores usan un agregado monetario como instrumento de política monetaria aunque desde el año 2002, aproximadamente, el BCRP hace un manejo basado en tasa de interés. Además, en tal estudio no se incluyen variables exógenas en el VAR, que serían relevantes dado el carácter de pequeña y abierta que posee la economía peruana, ni tampoco se reportan bandas de confianza en el análisis de impulso-respuesta.

para una muestra de países emergentes dolarizados, aunque en este trabajo se simulan choques al tipo de cambio nominal bajo una metodología diferente (modelo de umbral univariado). Sin embargo, el análisis de Winkelried (2003) se enfoca exclusivamente en datos peruanos y mediante la estimación de un LSTVAR, se concluye que el efecto *pass-through* es siempre positivo pero de mayor magnitud en periodos de alto crecimiento económico a comparación de periodos de recesión.

Por último, un aspecto de interés adicional para economías parcialmente dolarizadas es la reacción de la tasa de política del banco central ante choques cambiarios. En este campo, alguna literatura reciente de política monetaria óptima (Lahiri y Végh, 2001; Morón y Winkelried, 2005) señala que las autoridades monetarias deberían responder de manera asimétrica a estos choques, es decir, elevando la tasa únicamente ante choques de elevada magnitud, pues solo estos serían capaces de “gatillar” el efecto hoja de balance. Así, según estos trabajos, reaccionar a choques pequeños sería contraproducente pues solo incentivaría la dolarización y no generaría mayores beneficios en términos de la actividad económica.

3 Metodología

Los modelos LSTVAR constituyen la versión multivariada de los modelos autorregresivos de transición suave introducidos por Terasvirta y Anderson (1992), los cuales se basan en la inclusión de una función que depende de una cierta variable (llamada “de estado” o “de transición”), la cual determina la dinámica de la ecuación diferencial que representa el modelo. Weise (1999) expone una ampliación multivariada de esta técnica, bajo el uso de una función de transición (o estado) logística, tal como la denotada por G en la siguiente ecuación:

$$G(z_{t-j}; \gamma, \theta) = \left[1 + e^{-\frac{\gamma(z_{t-j} - \theta)}{\sigma_z}} \right]^{-1} \quad (1)$$

Esta función toma valores entre 0 y 1 dependiendo del valor umbral representado por θ , del parámetro de suavizamiento γ (que debe ser mayor a 0) y del valor que tome la variable de estado z en el momento del tiempo $(t-j)$. Además, σ_z es la desviación estándar de z_t . Así, por ejemplo, conforme γ es más grande, la función se comporta de manera más similar a una variable dummy que se activa (i.e., toma el valor de 1) cuando $z_{t-j} > \theta$.

Asimismo, el VAR lineal puede escribirse en su representación de medias móviles:

$$Y_t = [I - \Phi(L)]^{-1} C \varepsilon_t \quad (2)$$

Donde Y_t representa un vector de k variables y la matriz $[I - \Phi(L)]^{-1}$ está compuesta por combinaciones de parámetros y operadores de rezagos, mientras que C es una matriz de orden $k \times k$ (típicamente, la matriz Identidad) que define la interrelación entre los choques ε_t .

De este modo, la versión con Transición Suave de este VAR, que incorpora la función de estado, se definiría por:

$$Y_t = [1 - \Phi_1(L) - G(z_{t-j})\Phi_2(L)]^{-1} C\varepsilon_t \quad (3)$$

Si se piensa en el caso extremo $\gamma = \infty$, se tendrían dos sistemas VAR lineales distintos operando para cada uno de los dos estados posibles, conforme la función G toma el valor de 0 ó 1. Para menores γ , los estados posibles ya no son dos, dado que G se comporta como un *continuum* acotado de números que varía suavemente a medida que la variable de estado cambia de valor. La ecuación (3) puede extenderse si es que se incorporan variables exógenas al sistema.

4 El modelo base VAR lineal

4.1 Identificación

Para identificar los choques estructurales de interés, se define un modelo VAR Estructural (SVAR). A este sistema se le añadirá posteriormente la función de transición, lo cual permitirá obtener el LSTVAR.

El modelo base lineal adopta una identificación estándar en la literatura, siguiendo a Christiano et al. (1999). En síntesis, el SVAR se especifica en la forma de tres bloques recursivos: (i) variables no afectadas contemporáneamente por la política monetaria, (ii) variables de política monetaria, y (iii) variables que pueden ser afectadas contemporáneamente por el bloque anterior.

En cuanto al bloque de variables de política, se asume que, como ha sido documentado por Woodford (2003), los agregados monetarios pueden ser tratados como endógenos a la tasa de interés si este es el instrumento usado por el banco central para alcanzar sus objetivos, tal como ocurre en el caso peruano en la actualidad. Asimismo, se supone que la tasa de política no afecta contemporáneamente al producto y a la inflación, siendo aquella la variable más exógena del sistema –es decir, el producto es capaz de afectar de manera contemporánea a los precios–. Finalmente, se

asume que el tipo de cambio real es la variable más endógena del modelo. Así, se tiene el siguiente SVAR:

$$\begin{aligned}
R_t &= \phi_1 M_t + \phi_2 i_t + \phi_3 y_t + \phi_4 P_t + f_1(Y_{t-1}, X_t^*) + \varepsilon_t^R \\
M_t &= \phi_5 i_t + \phi_6 y_t + \phi_7 P_t + f_2(Y_{t-1}, X_t^*) + \varepsilon_t^M \\
i_t &= \phi_8 P_t + \phi_9 y_t + f_3(Y_{t-1}, X_t^*) + \varepsilon_t^i \\
P_t &= \phi_{10} y_t + f_4(Y_{t-1}, X_t^*) + \varepsilon_t^P \\
y_t &= f_5(Y_{t-1}, X_t^*) + \varepsilon_t^y
\end{aligned} \tag{4}$$

Donde R_t , M_t , i_t , P_t y y_t representan el tipo de cambio real (bilateral), un agregado monetario, la tasa de interés de política monetaria, el índice de precios al consumidor y la brecha del producto⁹. De otro lado, f_i representa una función lineal compuesta por dos sets de información (variables): Y_{t-1} (endógenas) y X_t^* (exógenas), desde un momento determinado en el tiempo hasta los periodos $t-1$ y t , respectivamente. Finalmente, ϕ_i simboliza a los parámetros del sistema¹⁰, mientras que ε_t representa a los errores estocásticos. El sistema de ecuaciones (4) toma la forma de (2) una vez que se expresa en su forma de medias móviles.

El SVAR se estima bajo mínimos cuadrados ordinarios con 4 rezagos¹¹, de acuerdo con la información provista por los tests de rezagos y de autocorrelación usuales.¹²

4.2 Resultados

Las funciones de impulso-respuesta acumuladas del modelo base VAR lineal son presentadas en las Figuras 1 y 2¹³.

La Figura 1 muestra la dinámica generada en las cuatro variables de interés ante un choque de 1 por ciento en la tasa de política monetaria. Tal como lo han mostrado otras investigaciones previas, se observa que las respuestas poseen los signos teóricamente esperados en los casos de la brecha del producto (panel [a]) y de los precios (panel [b]);

⁹ Se usan datos mensuales. Todas las variables están expresadas como diferencias logarítmicas anuales excepto la tasa de interés, que se expresa simplemente en diferencias anuales.

¹⁰ En el LSTVAR estos parámetros tomarán valores cambiantes dependiendo de la variable de transición.

¹¹ El bloque de variables exógenas considera un solo rezago (además de los valores contemporáneos).

¹² Mayores detalles sobre los datos y las variables exógenas usadas pueden consultarse en los Anexos.

¹³ Se muestran respuestas acumuladas con el fin de facilitar las comparaciones de resultados a lo largo del documento.

es decir, no se evidencian distorsiones en la transmisión monetaria por efectos de la dolarización. No ocurre lo mismo con la reacción del tipo de cambio real (panel [d]), dado que el incremento de tasa de interés provoca una depreciación, al contrario del efecto apreciatorio que se esperaría si los precios fueran menos elásticos que el tipo de cambio nominal, como cabría presumir¹⁴. Un “puzzle” similar fue hallado en Winkelried (2004), que lo atribuye a la alta volatilidad de los datos mensuales empleados, y en Parrado (2001) para el caso chileno, quien brinda como argumentos la distorsión por la existencia de impuestos a los capitales foráneos así como el régimen cambiario de flotación sucia que rigió en Chile hasta fines de los noventa. Esta última hipótesis –i.e., la flotación administrada– podría también ser válida para explicar el caso peruano, aunque ciertamente no hay evidencia documentada al respecto.

Por su parte, en la Figura 2 se exponen las respuestas ante un choque de 1 por ciento en el tipo de cambio real. Aquí aparecen algunas dinámicas distintas de las que se esperarían en economías sin dolarización. En particular, la depreciación real de la moneda causa, al contrario del típico efecto de la “curva J”, solo un resultado contractivo estadísticamente significativo sobre el producto (panel [a]). Sin embargo, es difícil asegurar que sea el efecto de hoja de balance el que provoque tal respuesta, pues, alternativamente, la contracción de corto plazo del producto podría atribuirse a la reacción del banco central –la elevación de la tasa de interés mostrada en el panel [d)]¹⁵– o a una combinación de ambos factores. No obstante, por un lado, la evidencia empírica disponible que favorece la hipótesis de un efecto hoja de balance latente en el Perú¹⁶ y, por otra parte, el hallazgo de una reacción positiva de los precios (panel [b]) – consistente con el efecto traspaso de la depreciación a los precios–, indicaría que no es la elevación de tasa de interés el principal factor detrás de los efectos mostrados en la Figura 2. Finalmente, el panel [d] sugiere una alta persistencia en el proceso autorregresivo del tipo de cambio real.

¹⁴ No se superó este problema a pesar de haber estimado el VAR incluyendo también series exógenas alternativas, tales como los pasivos foráneos de corto plazo de las empresas bancarias. Esta variable se incluyó con el fin de “capturar” el efecto de la crisis rusa de 1998 que provocó una salida masiva de capitales del país y una consecuente depreciación real del nuevo sol acompañada de una elevación de tasas de interés.

¹⁵ Dicha reacción, como se mencionó anteriormente, podría estar motivada por el temor al traspaso de la depreciación a los precios o a la activación del efecto hoja de balance.

¹⁶ Por ejemplo, los estudios de Carranza et al. (2003) y Winkelried (2004), descritos en la sección 2 del documento.

Figura 1
Respuestas acumuladas ante un choque de tasa de interés
de 1 por ciento en el VAR lineal

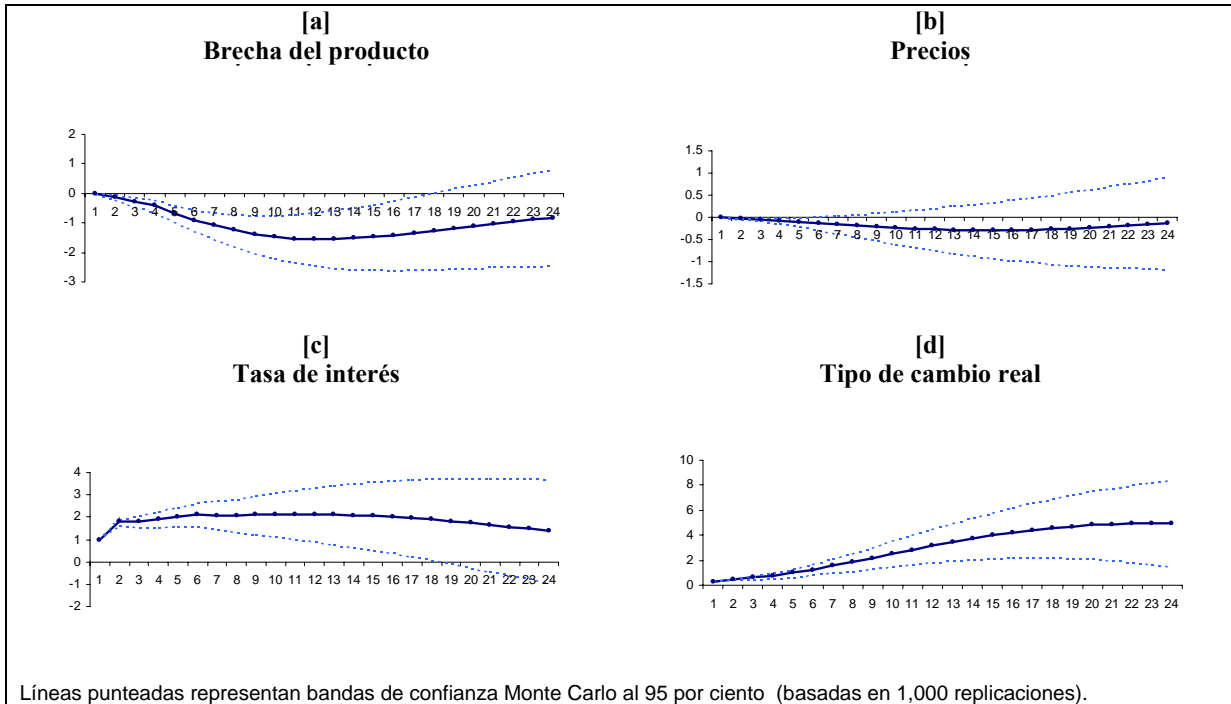
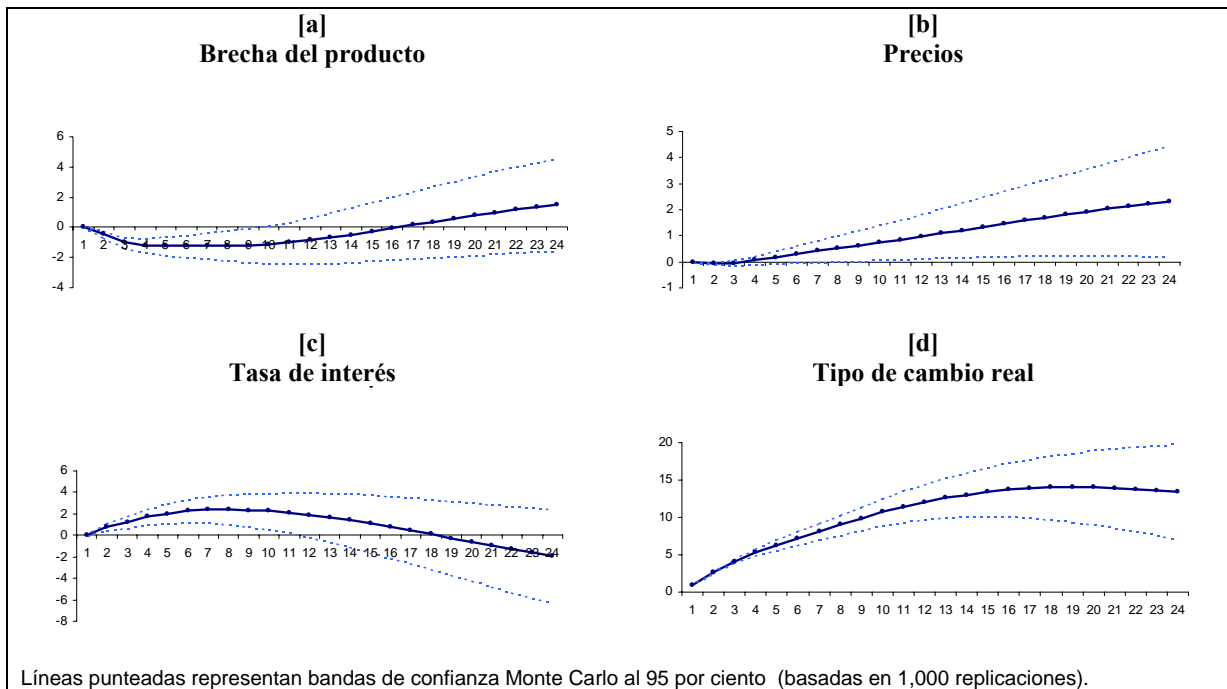


Figura 2
Respuestas acumuladas ante un choque de tipo de cambio real
de 1 por ciento en el VAR lineal



En la siguiente sección se presentan las funciones de impulso-respuesta de la versión no lineal de este modelo VAR.

5 Resultados del LSTVAR

Para estimar el LSTVAR es necesario definir previamente si existe evidencia estadística de no linealidades significativas y, de ser ese el caso, fijar luego los parámetros a emplear en la función de transición G (ver ecuación (2)). Los tests efectuados para estos fines se detallan en los Anexos. Sus resultados permitieron establecer que: (i) hay evidencia de no linealidades cuando se toman diversos rezagos de la brecha del producto como variable de estado; y (ii) una vez seleccionada la variable de transición a utilizar en el

LSTVAR¹⁷, las asimetrías se acentúan con números positivos cercanos a cero para el parámetro del umbral (θ) y valores altos del parámetro de suavizamiento (γ), de ahí que se haya elegido trabajar con $\theta \cong 0$ y $\gamma=100$.

En consecuencia, el parámetro θ elegido tiene una interpretación directa y bastante intuitiva: el umbral que define los estados está dado por el punto donde el crecimiento anual del producto es similar al crecimiento del producto potencial¹⁸. Por otro lado, la función G se comporta de forma parecida a una variable dummy, es decir, los contrastes entre un estado (i.e., cuando $y_t > 0$) y el otro ($y_t < 0$) son bastante marcados.

A continuación, se comentan los principales resultados de la estimación del LSTVAR¹⁹.

5.1 No linealidades ante choques de política monetaria

En la Figura 3 se muestran las Funciones de Impulso-Respuesta Generalizadas²⁰ acumuladas correspondientes a choques de tasa de interés de 1 por ciento para los dos estados posibles antes descritos –en adelante, se denomina “alto crecimiento” y “bajo crecimiento”²¹ cuando el producto varía a tasas superiores e inferiores al crecimiento del producto potencial, respectivamente–.

Puede apreciarse en el panel [a] que un año después del choque, la magnitud de la respuesta del producto durante periodos de alto crecimiento económico equivale, en promedio, a dos tercios de la registrada en periodos recesivos²². En contraste, la respuesta de la inflación es casi el doble en el primer caso (panel [b]). Más aun, las bandas de confianza de este último gráfico sugieren que el efecto negativo sobre los precios dura más en dichos periodos de alto crecimiento. Este hecho podría ayudar a explicar por qué el choque de política monetaria muestra ser más inercial, en términos

¹⁷ Se emplea el tercer rezago de la brecha del PBI como variable de transición, dado que los efectos asimétricos probaron ser más claros en el análisis impulso-respuesta con tal elección.

¹⁸ Cabe recordar que la brecha del producto se considera en diferencias logarítmicas anuales en el VAR.

¹⁹ Siguiendo los argumentos brindados por Weise (1999), se elige el mismo número de rezagos que para el VAR base lineal (i.e., 4).

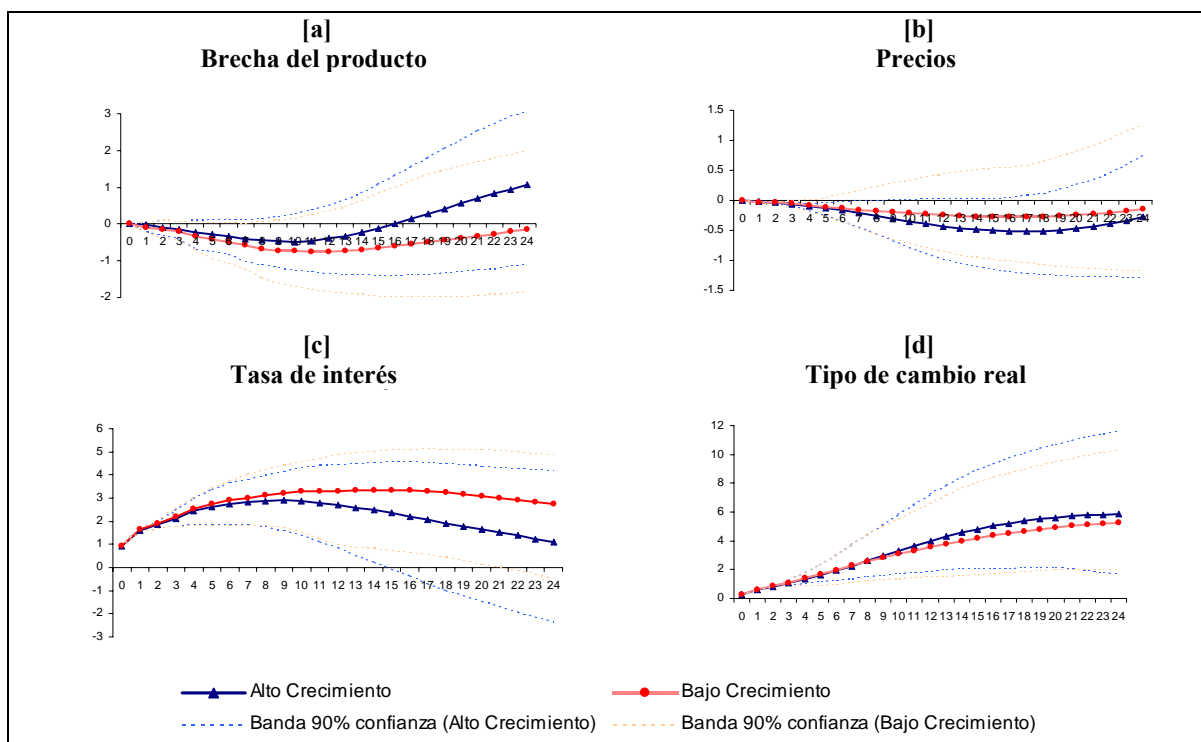
²⁰ Se emplea este tipo particular de funciones impulso-respuesta, las cuales fueron introducidas por Koop et al. (1999), debido al carácter no lineal del modelo. Para mayor detalle, consultar Weise (1999).

²¹ Alternativamente, se emplean otros términos como “booms” y “recesiones”, por ejemplo.

²² Nótese además que, en general, las magnitudes de las respuestas parecen ser más ‘realistas’ aquí que en el modelo lineal. Considérese, por ejemplo, el caso de la brecha del producto (panel [a] de la figura 1 vs. panel [a] de la figura 3): tras 12 meses, su respuesta acumulada es de -1.5 por ciento en el VAR lineal, mientras que en el LSTVAR está en un rango entre -0.4 (alto crecimiento) y -0.8 (bajo crecimiento) por ciento. Este hecho sugiere la importancia de considerar no linealidades en los modelos econométricos que busquen caracterizar la transmisión de política monetaria, por lo menos para el caso de la economía peruana.

de significancia estadística, durante episodios de crecimiento bajo, como se muestra en el panel [c]. En general, la evidencia apunta a confirmar las asimetrías generadas por la política monetaria, ante distintas fases del ciclo económico, sobre las variables centrales de la economía. Igualmente, estos hallazgos serían consistentes con la existencia de una curva de oferta agregada convexa en una economía con dolarización parcial como el Perú, al igual que en países que no poseen esta característica, como muestra Weise (1999) para EE.UU.

Figura 3
Respuestas acumuladas ante un choque de tasa de interés
de 1 por ciento en el LSTVAR, dependientes de la fase del ciclo económico



Con el objetivo de verificar los efectos no lineales de choques de distintos tamaños, para distintas fases del ciclo económico, se presenta la Figura 4, donde las líneas sólidas corresponden a las respuestas ante choques de 1 por ciento (esto es, similares a los de la Figura 3) y las líneas entrecortadas representan respuestas ante impactos de 2 por ciento. Estas últimas son divididas entre dos para permitir la comparación directa y

apreciar si existen asimetrías. Como se observa en el panel [a], magnitudes distintas del choque no parecen generar efectos no lineales en términos del producto. Pero en el caso de la inflación (panel [b]) ocurre lo opuesto, pues choques más restrictivos (de 2 por ciento) causan respuestas proporcionalmente mayores en los precios, y este resultado se acentúa en periodos de bajo crecimiento. Esta evidencia podría entenderse como apoyo a los argumentos nekeynesianos que sugieren que los costos de capital se trasladan a la curva de oferta solo si los choques son lo suficientemente fuertes como para compensar rigideces nominales tales como los costos de menú; así, una vez que los costos de ajuste sobrepasan los costos de menú, los precios relativos se corrigen y el impacto marginal sobre el producto es menos perceptible.

Finalmente, en la Figura 5 se comparan respuestas ante choques positivos y negativos de 1 por ciento. Estas últimas se multiplican por -1 para facilitar la comparación. Se observa que en periodos de bajo crecimiento, un choque expansivo de política monetaria (i.e., reducción de tasa de interés) tiene efectos más que proporcionales en términos de precios y producto cuando se compara con choques contractivos. Inversamente, en periodos de alto crecimiento los choques expansivos presentan menos efectividad. Por lo tanto, se llega a una conclusión interesante: la política monetaria tiene más poder para contraer la actividad económica durante periodos de expansión y tiene mayor capacidad para impulsarla durante episodios de bajo crecimiento. Esto es, la efectividad de esta herramienta es mayor si se usa con fines anticíclicos. Una razón posible para explicar estos hallazgos es la existencia de restricciones de capacidad instalada, la cual inhibiría el poder expansivo del estímulo monetario durante “booms”. Podría pensarse además que las rigideces salariales no son de gran relevancia en la economía peruana, pues choques contractivos de política monetaria tienen menos impacto sobre el producto precisamente cuando estas rigideces son más “dañinas”, es decir, durante periodos de recesión (Jackman y Sutton, 1982), a comparación de impulsos expansivos durante esa misma fase del ciclo.

Figura 4
Respuestas acumuladas ante choques de tasa de interés
de 1 y 2 por ciento en el LSTVAR, dependientes de la fase del ciclo económico

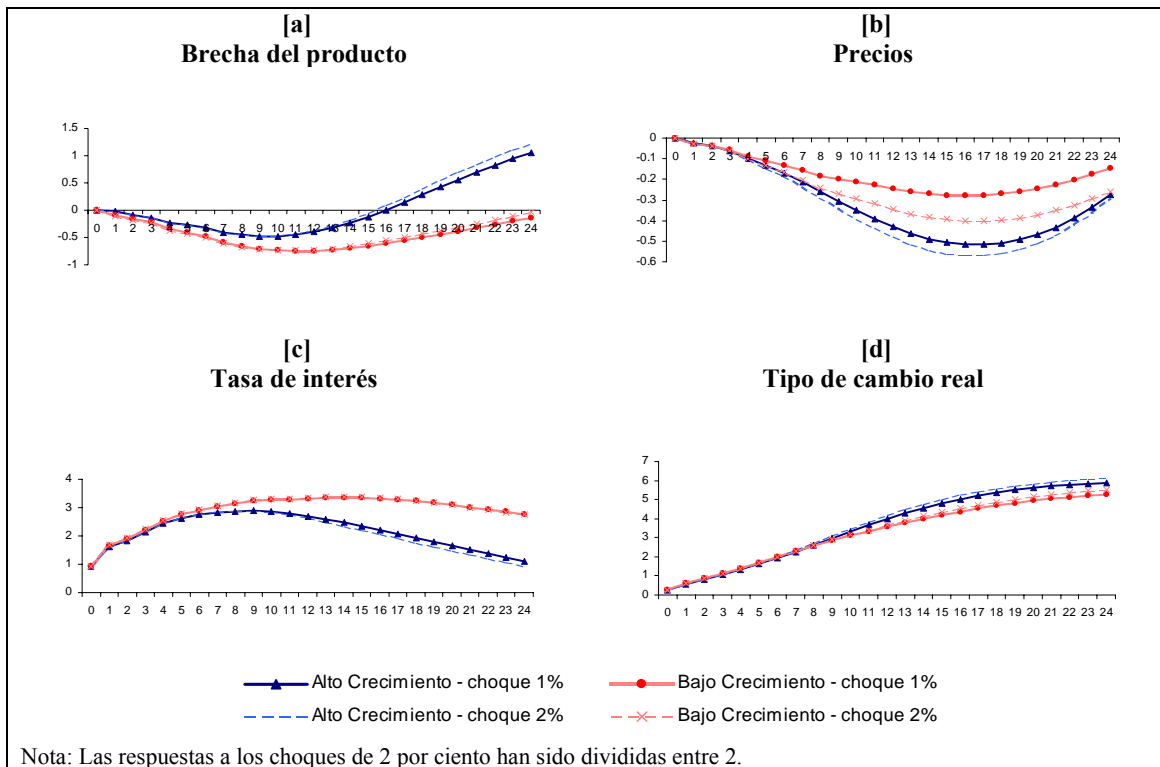
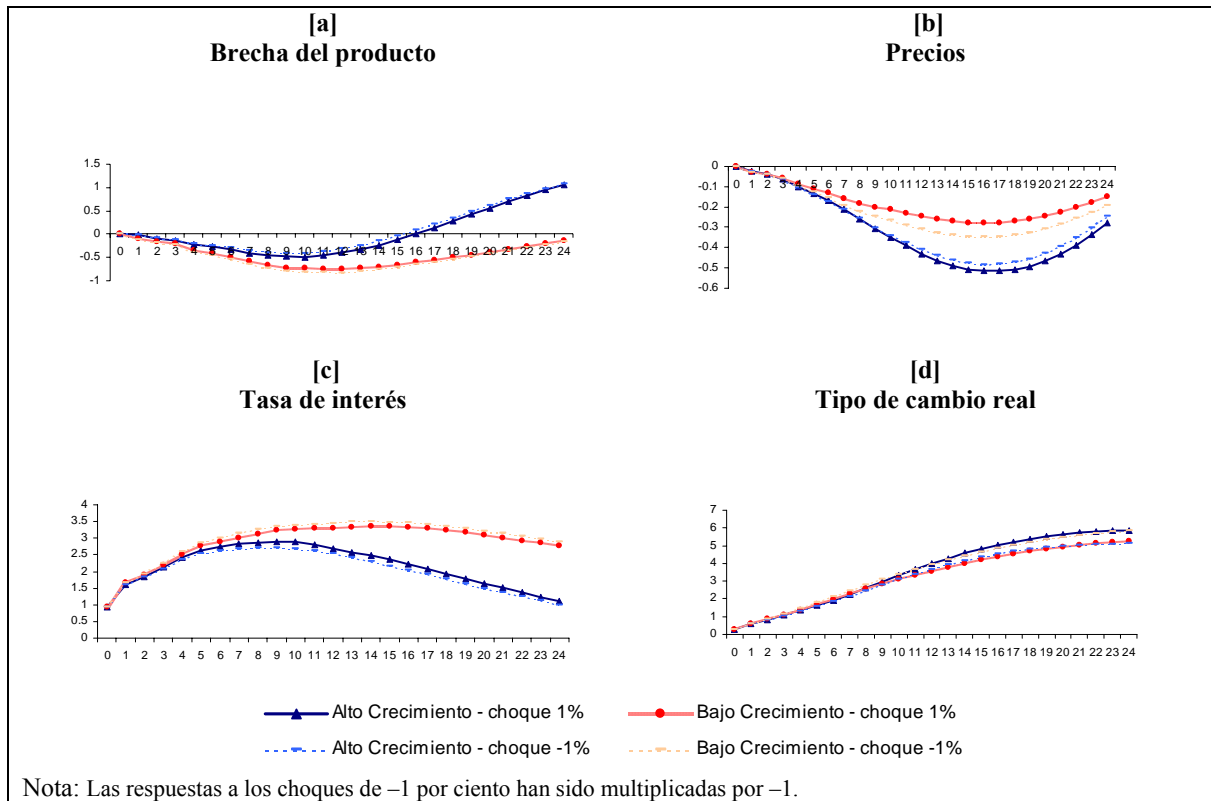


Figura 5
Respuestas acumuladas ante choques de tasa de interés
de 1 y -1 por ciento en el LSTVAR, dependientes de la fase del ciclo económico



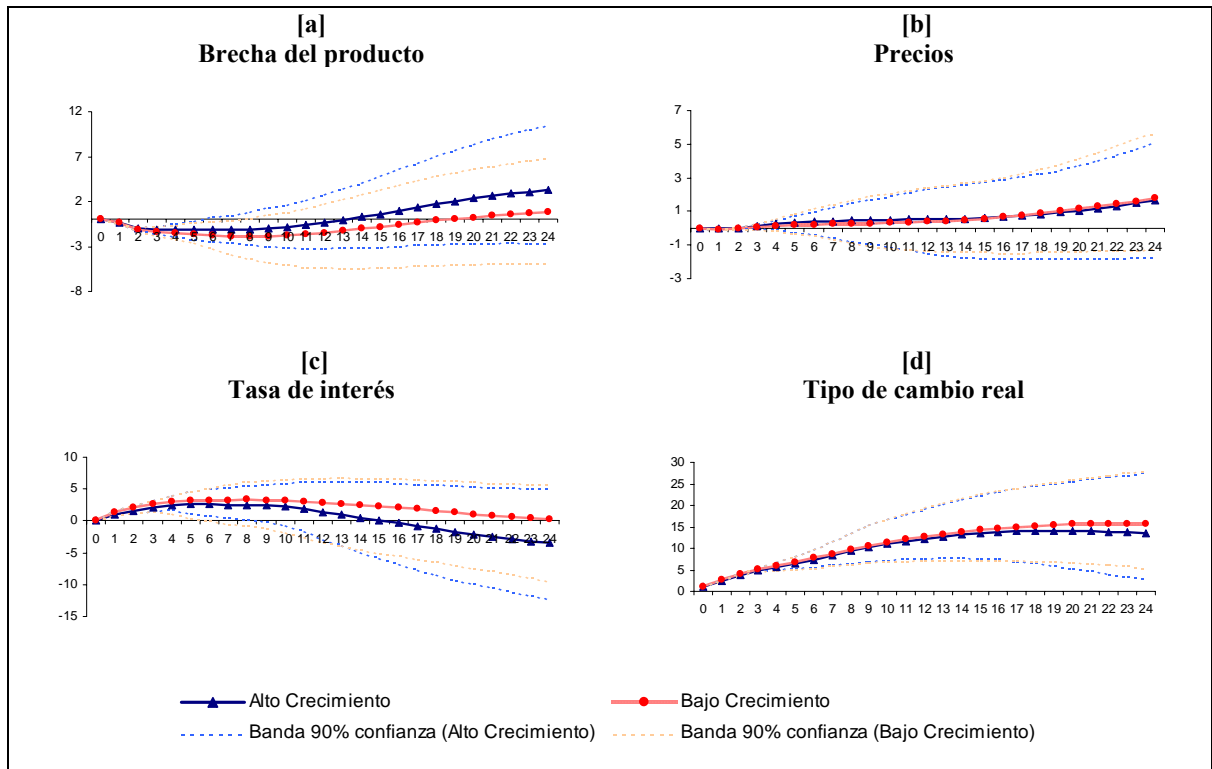
5.2 No linealidades ante choques de tipo de cambio real

Para el caso de choques de tipo de cambio real durante los estados posibles del ciclo económico (Figura 6), se aprecian ciertas no linealidades que caben resaltar. En primer lugar, el panel [a] permite concluir que los efectos negativos de la depreciación real de la moneda son de mayor magnitud y duración cuando la economía está en un contexto de bajo crecimiento. Ello tendría sentido si se toma en cuenta la posición financiera más frágil que tienen las empresas durante episodios de recesión. Sin embargo, es precisamente en los periodos de bajo crecimiento cuando la reacción de las autoridades monetarias muestra ser más agresiva, lo cual se observa en la mayor elevación de tasa de interés en el panel [c]. Por este motivo, es difícil concluir si el impacto más

perjudicial sobre la actividad económica es únicamente consecuencia de un choque depreciatorio más dañino en contextos recesivos, o si a ello contribuye el mayor ajuste de las condiciones monetarias a raíz del comportamiento asimétrico de la tasa de interés. En el panel [a] también se aprecia que el efecto competitividad de mediano plazo, si bien no resulta estadísticamente significativo, es más claro durante periodos de alto crecimiento. Por otra parte, el panel [b] revela un efecto traspaso a la inflación superior durante “booms”²³. Nuevamente, no es posible asegurar si esto se debe solo a un “sobrecalentamiento” de la economía o también a la respuesta menos enfática de la tasa de interés durante dichos episodios. En cualquier caso, este resultado es consistente con Winkelried (2003), quien reporta un efecto *pass-through* siempre positivo en las fases expansivas y contractivas del ciclo económico, aunque de menor magnitud en estas últimas.

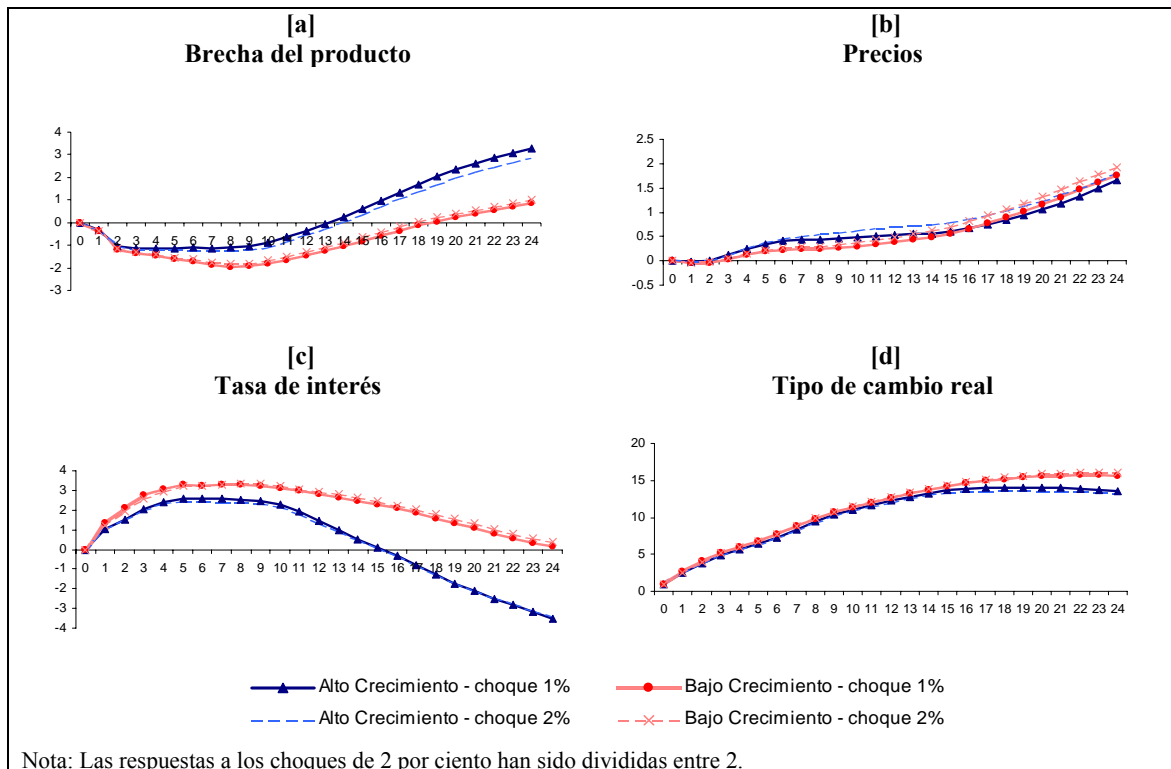
²³ Ello es más evidente al observar el panel [b] de la Figura 7.

Figura 6
Respuestas acumuladas ante choques de tipo de cambio real
de 1 por ciento en el LSTVAR, dependientes de la fase del ciclo económico



Al comparar choques cambiarios de distinto tamaño (Figura 7), se halla que impulsos de mayor magnitud provocan efectos prácticamente lineales sobre el producto durante la etapa de bajo crecimiento, a diferencia de choques más grandes en el contexto de la fase positiva del ciclo económico, que sí muestran tener efectos más que proporcionales (panel [a]). Otra idea relevante que se podría desprender de estas respuestas mostradas por el producto es que el efecto hoja de balance se produce sin importar el tamaño del choque. De otro lado, los efectos sobre los precios (panel [b]) son más que proporcionales tanto en “booms” como en recesiones. Vale resaltar además la linealidad registrada en las respuestas de la tasa de interés (panel [c]).

Figura 7
Respuestas acumuladas ante choques de tipo de cambio real
de 1 y 2 por ciento en el LSTVAR, dependientes de la fase del ciclo económico

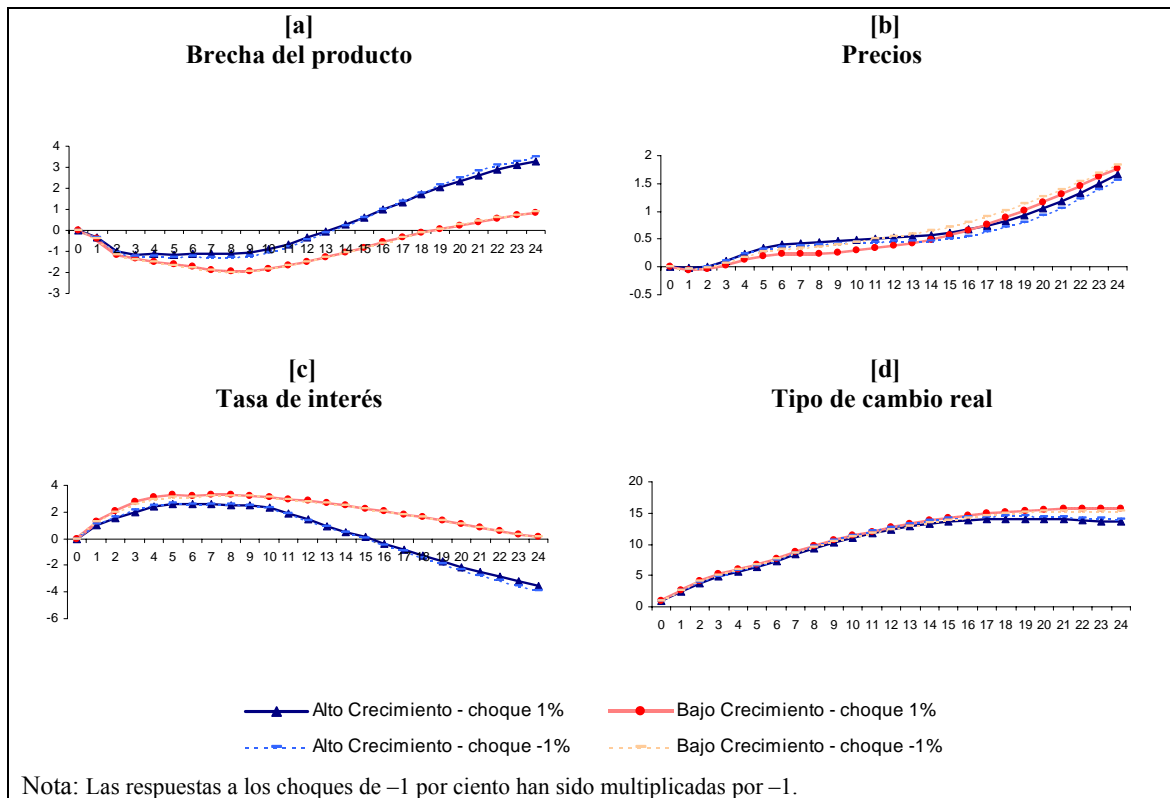


Por último, la Figura 8 muestra las funciones de impulso-respuesta ante choques de tipo de cambio real de distinto signo. En relación al producto (panel [a]), no se encuentran reacciones asimétricas, lo cual permite inferir que de existir el efecto hoja de balance en una economía parcialmente dolarizada como el Perú, este no operaría en una sola dirección. Es decir, es factible que las apreciaciones reales generen una expansión del producto en el corto plazo, debido al abaratamiento del valor real de los pasivos de los agentes endeudados en dólares. Asimismo, en el panel [b] se observa que en periodos de bajo crecimiento, los precios reaccionan relativamente más ante choques negativos del tipo de cambio real²⁴, lo cual es razonable pues la debilidad de la demanda en dichos periodos dificulta a las firmas el traspaso de elevaciones de costos a

²⁴ Esto es, haciendo la comparación en valor absoluto, un choque apreciatorio del tipo de cambio real reduce los precios en mayor magnitud que la cuantía en que los eleva un impulso de depreciación.

los precios de sus bienes o servicios producidos. De manera análoga, se halla que el efecto *pass-through* (en valor absoluto) de una depreciación es mayor que el de una apreciación durante la fase de alto crecimiento; es decir, en dicho contexto macroeconómico la rigidez a la baja de los precios se acentúa, lo que resulta intuitivamente lógico.

Figura 8
Respuestas acumuladas ante choques de tipo de cambio real
de 1 y -1 por ciento en el LSTVAR, dependientes de la fase del ciclo económico



6 Conclusiones

Los hallazgos empíricos presentados permiten concluir que existen efectos macroeconómicos no lineales derivados de choques de política monetaria, así como de impulsos del tipo de cambio real, en el marco de una economía parcialmente dolarizada como la peruana. De esta forma, se espera que el presente trabajo pueda contribuir a enriquecer el análisis de política monetaria en países con problemas de dolarización.

Entre los principales resultados, caben destacar los siguientes puntos:

- Hay evidencia de no linealidades relacionadas con la fase del ciclo económico. En particular, incrementos de la tasa de política monetaria causan un impacto mayor sobre el producto durante periodos de recesiones a comparación de episodios de alto crecimiento económico, mientras que lo opuesto ocurre para el caso de la inflación, cuya reacción es de superior magnitud en la parte positiva del ciclo económico. Estos efectos concuerdan con las predicciones de diversos modelos teóricos neokeynesianos y son similares a los hallados por otros autores para países industrializados, por lo que la dolarización parcial no implicaría diferencias sustanciales en la transmisión de la política monetaria, al menos en el campo de las no linealidades que esta genera, sobre las variables clave de la economía.
- Choques de tasa de interés de mayor magnitud revelan ser más capaces para afectar los precios antes que el producto. Este resultado puede interpretarse como evidencia de costos de menú.
- Al comparar choques monetarios de distinto signo, se encuentra que en periodos de bajo crecimiento, reducciones de la tasa de interés tienen efectos más poderosos sobre el producto y la inflación con respecto a sus incrementos, en tanto que para episodios de “booms” se hallan las asimetrías opuestas. Se interpreta entonces que la política monetaria anticíclica es más eficaz que la aplicada de manera procíclica.
- Para choques de tipo de cambio real, la evidencia sugiere que las depreciaciones son siempre contractivas en el corto plazo –lo cual podría implicar la existencia del efecto hoja de balance–, pero más perjudiciales para la actividad económica en contextos recesivos. Asimismo, la tasa de interés de política monetaria tiende a elevarse luego de choques depreciatorios, pero reacciona en mayor magnitud, precisamente, durante episodios de bajo crecimiento. Ello indicaría un mayor

temor a las depreciaciones contractivas por parte de la autoridad monetaria cuando las condiciones de la economía son frágiles. De otro lado, en línea con los hallazgos de otros estudios, el efecto traspaso sobre la inflación es más elevado durante la fase positiva del ciclo económico.

- En términos de choques cambiarios de diferente signo y tamaño, el producto no refleja respuestas asimétricas. Esto llevaría a especular que el efecto hoja de balance se produce sin importar el tamaño del choque y que, al igual que se hace referencia a depreciaciones contractivas, podría también hablarse de apreciaciones expansivas. Por otra parte, el efecto *pass-through* es más grande conforme crece la magnitud del choque y, en términos de valor absoluto, es mayor ante impulsos apreciatorios con relación a choques depreciatorios del mismo tamaño durante la fase negativa del ciclo económico, mientras que lo contrario se observa durante “booms”. Por último, la reacción de la tasa de interés es lineal ante choques cambiarios de distinta magnitud, la cual no sería una respuesta óptima de acuerdo con cierta literatura teórica reciente.

Finalmente, es importante mencionar algunas limitaciones y posibles extensiones al presente estudio. Como es usual en las estimaciones VAR, distintos métodos de identificación pueden arrojar diferentes resultados en el análisis impulso-respuesta. Así, a pesar del uso de un esquema de identificación muy difundido en el marco de economías pequeñas y abiertas, el procedimiento seguido en este trabajo no está exento a potenciales críticas. En particular, es posible que a partir de un distinto enfoque pueda resolverse el “puzzle” de la respuesta del tipo de cambio real a la tasa de interés, lo cual no se pudo lograr con el SVAR que se estimó. Además, otra especificación o método de identificación podría permitir probar el efecto hoja de balance a través de la simulación de un choque de naturaleza más subyacente, como por ejemplo, a la tasa de interés internacional. Por último, se debe recurrir a la estimación de una curva de Phillips convexa para analizar si esta es la fuente de las no linealidades de la política monetaria reportadas en este trabajo, o si, alternativa o complementariamente, estas son explicadas por argumentos relacionados con la demanda agregada.

Referencias

- [1] Agénor, Pierre-Richard (2001), “Asymmetric Effects of Monetary Policy Shocks”, World Bank Working Paper.
- [2] Baliño, Tomás, Adam Bennet y Eduardo Borenzstein (1999), “Monetary Policy in Dollarized Economies”. IMF Occasional Paper 171.
- [3] Ball, Laurence y N. Gregory Mankiw (1994), “Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations”, *The Economic Journal*, Vol. 104, No. 423, pp. 247-61.
- [4] Bigio, Saki y Jorge Salas (2004), “Análisis del Impacto Asimétrico de la Política Monetaria sobre los Sectores Productivos: Una Aproximación al Caso Peruano”, *Revista del Concurso de Investigación para Jóvenes Economistas 2002-2004*, Banco Central de Reserva del Perú.
- [5] Caballero, Ricardo y Eduardo Engel (1992), “Price Rigidities, Asymmetries, and Output Fluctuations”, National Bureau of Economic Research Working Paper No. 4091.
- [6] Carranza, Luis J, Juan M. Cayo y José Galdón-Sanchez (2003), “Exchange rate volatility and economic performance in Peru: a firm level analysis”, *Emerging Markets Review*, Vol. 4, No. 4, pp. 472-96.
- [7] Carranza, Luis, José Galdón-Sanchez y Javier Gómez Biscarri (2004), “Exchange Rate and Inflation Dynamics in Dollarized Economies”, Universidad de Navarra Working Paper No. 10/04.
- [8] Castillo, Paul y Carlos Montoro (2005), “Non-Homothetic Preferences and The Asymmetric Effects of Monetary Policy”, Mimeo.
- [9] Castro, Juan F. y Eduardo Morón (2004), “Política Monetaria en Economías Dolarizadas, Un Aporte Analítico”, Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico y Consorcio de Investigación Económica y Social.
- [10] Céspedes, Luis F., Roberto Chang y Andrés Velasco (2004), “Balance Sheets and Exchange Rate Policy”, *American Economic Review*, Vol. 94, No. 4, 1183-93.
- [11] Céspedes, Luis F. (2005), “Financial Frictions and Real Devaluations”, Banco Central de Chile, Working Paper No. 318.
- [12] Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum y Charles L. Evans (1998), “Monetary Policy Shocks: What Have we Learned and to What End?”, National Bureau of Economic Research Working Paper No. 6400.

- [13] Cover, James, (1992), "Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-Supply Shocks", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 4, pp.1261-82
- [14] DeLong, J. Bradford, y Lawrence H. Summers (1988), "How Does Macroeconomic Policy Affect Output?", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2, pp.433-94.
- [15] Gordon, Robert J. (1990), "What is New-Keynesian economics?", *Journal of Economic Literature*, Vol. XXVIII, N°3, pp.1115-71.
- [16] Holmes, M. y Wang Ping (2000), "Do Monetary Shocks Exert Non Linear Real Effects on UK Industrial Production?", Research Paper 4, Loughborough University.
- [17] Jackman, Richard y John Sutton, (1982), "Imperfect Capital Markets and the Monetarist Block: Liquidity Constraints, Inflation and the Asymmetric effects of Interest Rate Policy", *The Economic Journal*, Vol. 92, No. 365, pp.108-28.
- [18] Karras, Georgios, (1996), "Why are the Effects of Monetary Policy Asymmetric? Convex Aggregate Supply or Pushing on a String?", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 18, No. 4, pp. 605-19.
- [19] Koop, Gary M, Hashem Pesaran y Simon M. Potter (1996), "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models", *Journal of Econometrics*, Vol. 74, pp. 119-147.
- [20] Lahiri, Amartya y Carlos Végh (2001), "Living with the Fear of Floating: An Optimal Policy Perspective", National Bureau of Economic Research Working Paper No. 8391.
- [21] Leybourne, Stephen, Paul Newbold y Dimitrios Vougas (1998), "Unit Roots and Smooth Transitions", *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 19, pp. 83-97.
- [22] Lukkonen, R., P. Saikkonen, y T. Terasvirta (1988), "Testing Linearity against Smooth transition Autoregressive Models", *Biometrika*, Vol. 75, pp. 491-99.
- [23] Morgan, Donald (1993), "Asymmetric Effects of Monetary Policy", *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, No. 78, pp. 21-33.
- [24] Morón, Eduardo y Diego Winkelried (2005), "Monetary Policy Rules for Financially Vulnerable Economies", *Journal of Development Economics*, Vol. 76, No. 1, pp. 23 - 51.
- [25] Parrado, Eric (2001), "Effects of foreign and domestic monetary policy in a small open economy: the case of Chile", Banco Central de Chile, Working Paper No. 108.

- [26] Quispe, Zenón (2000), “Política Monetaria en una Economía con Dolarización Parcial: el Caso del Perú”, *Estudios Económicos No. 6*, Banco Central de Reserva del Perú.
- [27] Ravn, Morten O. y Martin Sola, (1996), “A Reconsideration of the Empirical Evidence on the Asymmetric Effects of Money-Supply Shocks: Positive vs. Negative or Big vs. Small?” Working Paper No. 1996-4, Center for Non-Linear Modeling in Economics, University of Aarhus.
- [28] Reinhart, Carmen, Kenneth Rogoff y Miguel Savastano (2003), “Addicted to Dollars”, National Bureau of Economic Research Working Paper No. 10015.
- [29] Rossini, Renzo (2001), “Aspectos de la adopción de un régimen de metas de inflación en el Perú”, *Estudios Económicos No. 8*, Banco Central de Reserva del Perú.
- [30] Sims, Christopher (1980), “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, pp.1-48.
- [31] Terasvirta, T. and H. Anderson (1992), “Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 7, N°S, pp. 119-36.
- [32] Thoma, Mark A (1994), “Subsample Instability and Asymmetries in Money-Income Causality”, *Journal of Econometrics*, Vol. 64, N° 1-2, pp. 270-306.
- [33] Weise, Charles L. (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.
- [34] Winkelried, Diego (2003), “Es asimétrico el Pass-through en el Perú?: Un análisis agregado”, *Estudios Económicos No. 10*, Banco Central de Reserva del Perú.
- [35] Winkelried, Diego (2004), “Tendencias Comunes y Análisis de la Política Monetaria en el Perú ”, *Estudios Económicos No. 11*, Banco Central de Reserva del Perú.
- [36] Woodford, Michael (2003), “*Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*”, Princeton University Press.

ANEXOS

A. Los datos

Los datos utilizados en las estimaciones son de frecuencia mensual y cubren el periodo enero 1994 – julio 2004. Las series endógenas detalladas abajo fueron transformadas a diferencias anuales^{25,26} para trabajar con variables estacionarias. Esta condición se probó con los tests ADF, Phillips-Perron y KPSS. En los casos de las series que, de acuerdo con el test de Zivot-Andrews, presentaban quiebres estructurales, se efectuó el procedimiento sugerido por Weise (1999), quien brinda argumentos en favor de “limpiar” dichos quiebres antes de introducir las series al LSTVAR.

Brecha del producto (y_t): Diferencia del índice del PBI real desestacionalizado (fuente: BCRP) y su componente permanente, estimado con el filtro HP usando el parámetro de suavizamiento tradicional para datos mensuales (14400).

Precios (P_t): Índice de precios al consumidor (fuente: BCRP) corregido por quiebre en tendencia en febrero de 2002.

Tasa de interés de política monetaria (i_t): Aproximadamente hasta el año 2002, en que se adoptó el régimen de Metas de Inflación, la tasa interbancaria (fuente: BCRP) –que es el instrumento vigente de política– se determinaba por fuerzas del mercado, por lo cual se debió reconstruir una serie alternativa de manera similar al procedimiento de Winkelried (2004): se regresionó aquella tasa contra diversos indicadores operativos de política monetaria, como la tasa de redescuento y el saldo en cuenta corriente de los bancos en el BCRP (dicha estimación no mejoró significativamente cuando se incluyeron otras variables). Para el periodo 1994-2002 la serie “ajustada” resultante de dicho modelo fue utilizada como tasa de interés en los VAR, mientras que para los meses posteriores, simplemente se consideró la tasa interbancaria observada. De esta forma, se enfrentó el

²⁵ Alternativamente, se estimaron modelos con las series en primeras diferencias, pero dado que algunas de ellas no parecían cumplir con la condición de estacionariedad se prefirió emplear la especificación en diferencias anuales.

²⁶ Más precisamente, todas las variables están en *cambios porcentuales anuales* pues luego de tomar la diferencia 12 meses de sus niveles en logaritmos, fueron multiplicadas por 100. Lógicamente, a la tasa de interés no se le tomó logaritmo.

problema de que la tasa de interés no ha sido el instrumento operativo del BCRP en toda la muestra de estudio.

Tipo de cambio real (R_t): Índice del tipo de cambio real bilateral contra el dólar estadounidense (basado en el tipo de cambio nominal nuevo sol por dólar). (Fuente: BCRP).

Variables exógenas (X_t^*): En un inicio, se emplearon diversos conjuntos de variables exógenas posibles para estimar VARs alternativos. Se consideraron, por ejemplo: precio del petróleo, PBI real e inflación de EE.UU., índice de precios de commodities, etc. Sin embargo, el modelo final reportado solo incluye la tasa de interés de la FED (en primeras diferencias, por estacionariedad), dado que la inclusión de otras variables no evidenció provocar resultados cualitativos diferentes. (Fuente: Economagic.com).

B. Tests de no linealidades y parametrización del LSTVAR

Es posible expandir el modelo lineal expresado por la ecuación (4) en la forma de (3) de manera que se obtiene el LSTVAR. Para probar la existencia de asimetrías en este modelo se establece la hipótesis nula $H_0: \gamma = 0$, donde una imposibilidad de rechazo implicaría que el sistema (3) es lineal tal como en (2). Dado que los parámetros γ y θ son desconocidos, no pueden aplicarse los tradicionales tests χ^2 o F. Una solución propuesta por Lukkonen et al. (1988) es utilizar un test basado en una expansión de Taylor del VAR que tiene la ventaja de no requerir valores para γ ni θ .

Así, la expansión de primer orden de la ecuación (3) toma la forma:

$$Y_t = [1 - \Gamma_1(L) - z_{t-j}\Gamma_2(L)]^{-1} C\varepsilon_t \quad (\text{B.1})$$

De manera que la hipótesis $\gamma = 0$ se transforma en $\Gamma_2(L) = 0$. Para contrastarla, se emplea un test de Ratio de Verosimilitud (LR, por sus siglas en inglés).

Se definen $\Omega_\varepsilon^{linear}$ y $\Omega_\varepsilon^{non-linear}$ como las matrices varianza-covarianza de los errores extraídos de las estimaciones de (2) y (B.1), respectivamente. El resultante test LR se puede calcular bajo la siguiente especificación (que toma en cuenta la corrección por tamaño de muestra propuesta por Sims, 1980):

$$LR = [T - (\rho k + n_X)] (Ln |\Omega_\varepsilon^{linear}| - Ln |\Omega_\varepsilon^{non-linear}|) \sim \chi^2(\rho k^2) \quad (\text{B.2})$$

Aquí, T representa el tamaño de la muestra, ρ indica el número de rezagos del VAR, k es el número de variables endógenas y n_X es la cantidad de parámetros de las variables exógenas estimados por ecuación. Se debe notar que lo que se está “testando” es la significancia de ρk^2 coeficientes. En la tabla adjunta se presentan los p-values correspondientes al test LR tomando todas las series del modelo y varios de sus rezagos como posibles variables de estado²⁷:

²⁷ También se efectuaron tests F para cada ecuación del VAR como pruebas alternativas de no linealidad. Los resultados están disponibles de ser solicitados a los autores.

Tabla B.1: Test LR de No-Linealidades: P-Values

	Variable de Estado				
	y_t	P_t	i_t	M_t	R_t
Rezago 1	0.36	0.05	0.00	0.49	0.00
Rezago 2	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00
Rezago 3	0.07	0.02	0.00	0.11	0.00
Rezago 4	0.00	0.00	0.00	0.13	0.00
Rezago 5	0.18	0.00	0.00	0.24	0.00
Rezago 6	0.01	0.00	0.00	0.51	0.00

Los tests revelan evidencia de no linealidad global en el VAR cuando se toma al menos uno de los rezagos de cada una de las series del sistema como variable de estado. Sin embargo, como se ha mencionado en el texto principal, en este trabajo se presta atención únicamente al rol de la brecha del producto como variable de transición, dado que la teoría económica ha provisto sólidos argumentos para considerar su relevancia como fuente de los efectos no lineales que se buscan explorar en el presente estudio. La evidencia de la tabla B.1 también es útil para escoger un determinado rezago para la variable de estado: en el caso de la brecha del producto, cuatro de los seis rezagos evaluados en el test probaron ser estadísticamente apropiados.

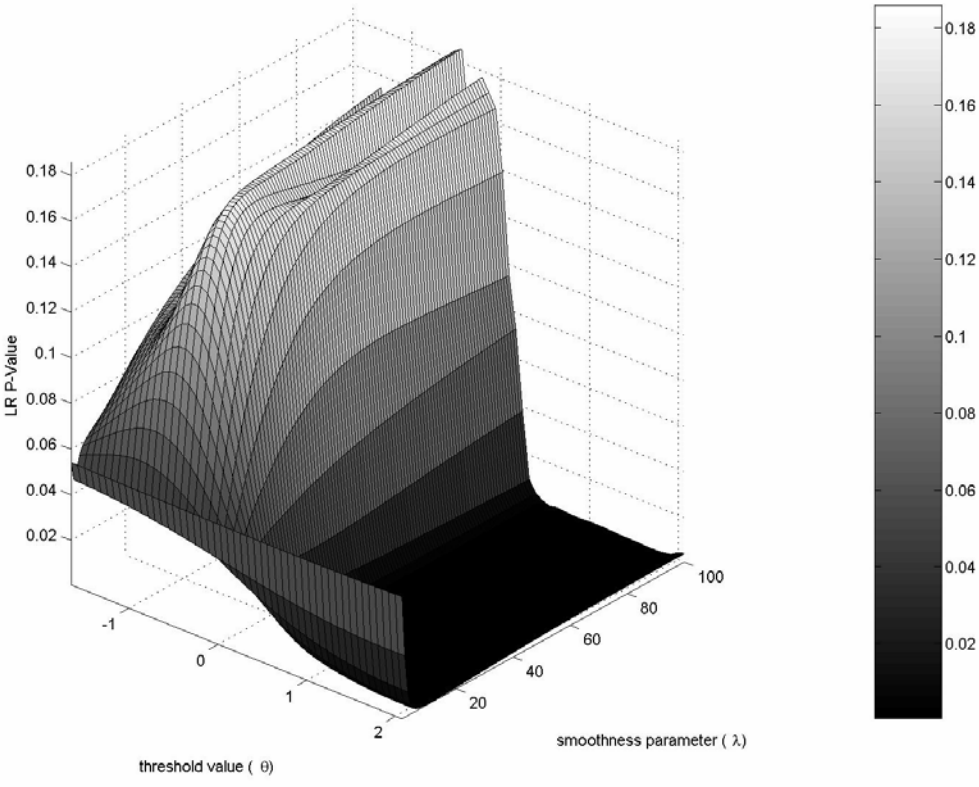
Una vez seleccionado el tercer rezago de la brecha como variable de estado²⁸, se pasa a buscar los parámetros de umbral (θ) y de suavizamiento (γ) más adecuados. Para tal fin, seguimos la misma dirección propuesta por Weise (1999), quien se basa en Leybourne et al. (1998) al realizar un *grid-search* para ambos parámetros. Se efectúa esta técnica por medio de la estimación de tests LR donde se comparan modelos no-lineales para diversos sets de parámetros θ y γ contra la versión lineal del VAR. El gráfico 3-d que resulta de esta búsqueda, dado el tercer rezago de la brecha como variables de transición, se muestra en la Figura B.1. Cabe indicar que el rango de búsqueda para θ se limitó al quintil medio de la distribución de aquella variable.

Se observa que las no linealidades significativas se acentúan particularmente para valores de θ iguales o mayores a cero y para valores altos de γ . Así, se parametriza θ muy cercano a cero, por ser un valor intuitivamente atractivo, y $\gamma=100$.²⁹ Estos valores, por cierto, resultan ser bastante similares a los empleados en el estudio de Weise (1999).

²⁸ Ver nota al pie 17.

²⁹ Mayores detalles de interpretación sobre estos parámetros se encuentran en el texto principal del documento (al inicio de la sección 5).

Figura B.1: Grid-Search:
P-Values de Tests LR para diferentes valores de los parámetros de umbral (θ) y suavizamiento (γ), dado el tercer rezago de la brecha del producto como variable de estado



Documentos de Trabajo publicados Working Papers published

La serie de Documentos de Trabajo puede obtenerse de manera gratuita en formato pdf en la siguiente dirección electrónica:

<http://www.bcrp.gob.pe/bcr/index.php?Itemid=213>

The Working Paper series can be downloaded free of charge in pdf format from:

<http://www.bcrp.gob.pe/bcr/ingles/index.php?Itemid=104>

2006

Junio \ June

DT N° 2006-007

Corrupción e Indicadores de Desarrollo: Una Revisión Empírica
Saki Bigio y Nelson Ramírez-Rondán

DT N° 2006-006

Tipo de Cambio Real de Equilibrio en el Perú: modelos BEER y construcción de bandas de confianza
Jesús Ferreyra y Jorge Salas

DT N° 2006-005

Hechos Estilizados de la Economía Peruana
Paul Castillo, Carlos Montoro y Vicente Tuesta

DT N° 2006-004

El costo del crédito en el Perú, revisión de la evolución reciente
Gerencia de Estabilidad Financiera

DT N° 2006-003

Estimación de la tasa natural de interés para la economía peruana
Paul Castillo, Carlos Montoro y Vicente Tuesta

Mayo \ May

DT N° 2006-02

El Efecto Traspaso de la tasa de interés y la política monetaria en el Perú: 1995-2004
Alberto Humala

Marzo \ March

DT N° 2006-01

¿Cambia la Inflación Cuando los Países Adoptan Metas Explícitas de Inflación?
Marco Vega y Diego Winkelreid

2005

Diciembre \ December

DT N° 2005-008

El efecto traspaso de la tasa de interés y la política monetaria en el Perú 1995-2004

Erick Lahura

Noviembre \ November

DT N° 2005-007

Un Modelo de Proyección BVAR Para la Inflación Peruana

Gonzalo Llosa, Vicente Tuesta y Marco Vega

DT N° 2005-006

Proyecciones desagregadas de la variación del Índice de Precios al Consumidor (IPC), del Índice de Precios al Por Mayor (IPM) y del Crecimiento del Producto Real (PBI)

Carlos R. Barrera Chaupis

Marzo \ March

DT N° 2005-005

Crisis de Inflación y Productividad Total de los Factores en Latinoamérica

Nelson Ramírez Rondán y Juan Carlos Aquino.

DT N° 2005-004

Usando información adicional en la estimación de la brecha producto en el Perú: una aproximación multivariada de componentes no observados

Gonzalo Llosa y Shirley Miller.

DT N° 2005-003

Efectos del Salario Mínimo en el Mercado Laboral Peruano

Nikita R. Céspedes Reynaga

Enero \ January

DT N° 2005-002

Can Fluctuations in the Consumption-Wealth Ratio Help to Predict Exchange Rates?

Jorge Selaive y Vicente Tuesta

DT N° 2005-001

How does a Global disinflation drag inflation in small open economies?

Marco Vega y Diego Winkelreid