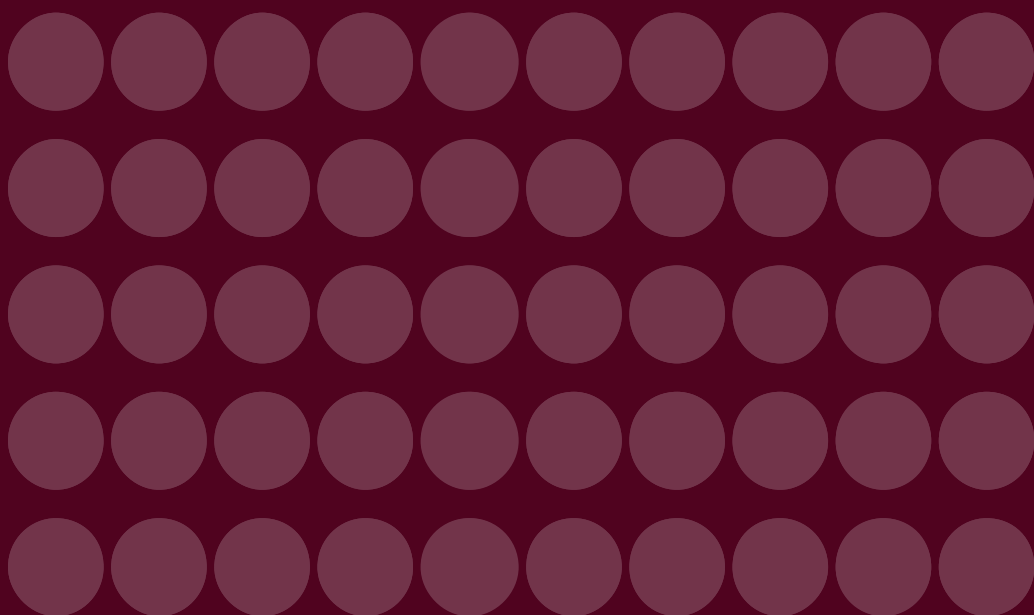


MONETARIA

Volumen XL, número 1

Enero-junio de 2018



Monetaria

Consejo Editorial

Andrés R. Bianchi Larre (CHILE)
Jorge Braga de Macedo (PORTUGAL)
Guillermo Calvo (ARGENTINA)
Vittorio Corbo (CHILE)
José Fernando De Gregorio R. (CHILE)
Jordi Galí (ESPAÑA)
Francisco de Paula Gutiérrez Gutiérrez (COSTA RICA)
Arnold C. Harberger (ESTADOS UNIDOS)
Gustavo Loyola (BRASIL)
Miguel Mancera Aguayo (MÉXICO)
Enrique Mendoza (MÉXICO)
Guillermo Ortiz (MÉXICO)
Manuel Ramos-Francia (MÉXICO)
Miguel Urrutia Montoya (COLOMBIA)
Carlos Végh (ESTADOS UNIDOS)
Richard Webb (PERÚ)
Marion Williams (BARBADOS)

Comité editorial

Miembros ex officio

José Contreras, BANCO CENTRAL DE VENEZUELA,
Presidente del Comité Editorial
Elías Albagli, BANCO CENTRAL DE CHILE
Adrián Armas Rivas, BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ
Óscar Carvalho, CEMLA
Daniel Isaac Chiquiar Cikurel, BANCO DE MÉXICO
André Minella, BANCO CENTRAL DO BRASIL
Pablo Andrés Neumeayer, BANCO CENTRAL DE LA REPÚBLICA ARGENTINA
Jorge Hernán Toro Córdoba, BANCO DE LA REPÚBLICA, COLOMBIA

Miembros no permanentes

Enrique Alberola Ila, BIS
Fausto Hernández Trillo, CENTRO DE INVESTIGACIÓN Y DOCENCIA ECONÓMICAS (MÉXICO)
Isabel Horta Correia, BANCO DE PORTUGAL
Emanuel Kohlscheen, BIS

Comité técnico

Sergio Afonso Lago Alves, BANCO CENTRAL DO BRASIL
Alberto Ortiz, CEMLA
Carolina Pagliacci, IESA (VENEZUELA)
María José Roa, CEMLA
Martín Tobal, BANCO DE MÉXICO
Marco Vega, BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

MONETARIA

Volumen XL, número 1, enero-junio 2018

ÍNDICE

1

Asimetrías en el traspaso del tipo de cambio a los precios en Costa Rica durante el periodo de flexibilidad cambiaria

*Carlos Brenes Soto
Manfred Esquivel Monge*

39

Condiciones financieras de las empresas e inversión en América Latina: factores determinantes y medición

*Óscar Carvallo Valencia
Jonathan Barboza Pineda
Ignacio Garrón Vedia*

109

La demanda de crédito de las personas: el RCC conoce a la ENAHO

Nikita Céspedes Reynaga

Monetaria es una revista académica publicada por el CEMLA. Constituye un foro internacional para la publicación de investigaciones originales sobre temas económicos de alto nivel, tanto en español como en inglés (se publican dos volúmenes). La revista cubre aspectos teóricos y empíricos, que se busca que influyan, de preferencia de manera conjunta, en el diseño de políticas públicas. Está disponible impresa y en versión electrónica <www.cemla.org>. Para someter artículos a dictaminación se pueden dirigir a: <monetaria@cemla.org>. Las opiniones expresadas en **Monetaria** son de los autores, y no necesariamente representan las del Centro, sus autoridades, el Comité Editorial, o las organizaciones a las cuales están afiliados los autores. El contenido de **Monetaria** no puede ser reproducido por ningún medio sin la autorización del editor. Su contenido está indexado en: EBSCO y Research Papers in Economics (RePec)

**Ajuste de inventarios ante choques
de demanda según especificaciones flexibles**

Carlos R. Barrera Chaupis

Asimetrías en el traspaso del tipo de cambio a los precios en Costa Rica durante el periodo de flexibilidad cambiaria

*Carlos Brenes Soto
Manfred Esquivel Monge*

Resumen

Este artículo analiza el traspaso de movimientos en el tipo de cambio hacia los precios en Costa Rica durante el periodo de flexibilidad cambiaria y somete a prueba la hipótesis de presencia de asimetría. Se emplean modelos estructurales de rezagos distribuidos que engloban procesos generadores de datos simétricos y asimétricos como casos especiales, en línea con lo propuesto por Kilian y Vigfusson (2011). Se encuentra evidencia de asimetría de signo en la relación bivariada entre inflación y tipo de cambio, y al incorporar el diferencial de tasas de interés y brecha del producto.

Palabras clave: asimetría en traspaso, tipo de cambio, flexibilidad cambiaria.

Clasificación JEL: E31, E37, E58.

C. Brenes Soto <brenessc@bccr.fi.cr> y M. Esquivel Monge <esquivelmm@bccr.fi.cr>, investigadores, Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica.

Abstract

This paper analyses the exchange rate pass-through to domestic prices in Costa Rica during the current exchange rate flexibility period and tests whether there is evidence of asymmetry. To this end, we estimate structural distributed lag models that encompass symmetric and asymmetric data generating process in line with Kilian and Vigfusson (2011). We found evidence of sign asymmetry in the bivariate relationship between inflation and exchange rate and when controlling for interest rate differential and output gap.

Keywords: pass-through asymmetry, exchange rate, exchange rate flexibility.

JEL classification: E31, E37, E58.

1. INTRODUCCIÓN

Un entorno de libre movilidad de capitales bajo un régimen de objetivo de inflación exige a la autoridad monetaria adoptar un régimen cambiario flexible. Junto con el compromiso inflacionario, tal régimen requiere un adecuado conocimiento de la magnitud y el tiempo con que los movimientos del tipo de cambio (TC) se transmiten a los precios nacionales, es decir, del traspaso del tipo de cambio (TTC). Un buen entendimiento del TTC requiere determinar si este exhibe asimetrías de signo o magnitud. Abstraer este tipo de no linealidades puede conducir a estimar niveles de traspaso distintos de los que efectivamente se presentan.

El documento analiza el TTC a precios en Costa Rica desde marzo de 2006 hasta abril de 2017 y se somete a prueba la hipótesis de que este presenta asimetrías. Se utilizan modelos estructurales de rezagos distribuidos que engloban procesos generadores de datos simétricos y asimétricos, como casos especiales en línea con lo propuesto por Kilian y Vigfusson (2011) y utilizando información exclusivamente del periodo de flexibilidad cambiaria.

La relevancia de conocer la magnitud del TTC a precios radica en la capacidad predictiva de estos cambios y el tiempo que le toma a la economía traspasarlos a los precios nacionales. Además de determinar la magnitud y el retraso con el que se manifiesta, resulta importante determinar la presencia de asimetrías de signo y la magnitud en este fenómeno. Si hay asimetría positiva, los precios nacionales reaccionan más a depreciaciones de la moneda nacional, mientras que la asimetría negativa implicaría reacciones más fuertes ante apreciaciones. Por otro lado, si el TTC presenta asimetrías de magnitud, la respuesta de los precios nacionales a choques sobre el TC dependería de la magnitud de tales choques.

La cuantía del TTC puede estar relacionada con muchos factores, entre ellos el grado de apertura de la economía, la estructura de organización industrial en los sectores importadores, el nivel y la volatilidad de la inflación, y el grado de flexibilidad del régimen cambiario. El régimen cambiario en Costa Rica varió de manera notable a finales del año 2006, cuando se sustituyó el régimen fijo (paridad reptante) por regímenes cada vez más flexibles. En vista de que estos factores de los que podría depender la magnitud del TTC no son fijos en el tiempo, resulta razonable plantearse la hipótesis de asimetrías en ese fenómeno.

El fenómeno del TTC en Costa Rica ya ha sido estudiado; sin embargo, en la mayoría de casos los modelos utilizados han supuesto que la magnitud del TTC es constante en el tiempo. Además, la muestra de datos con que se ha trabajado incluyó siempre observaciones de dos regímenes cambiarios muy diferentes. Así que cuantificar y verificar la presencia de asimetrías utilizando únicamente datos extraídos del periodo de flexibilidad cambiaria (últimos 11 años) resulta de relevancia en vista de que podría proporcionar estimaciones del fenómeno más acordes a la realidad actual de la economía. Por otra parte, antes de 2006, año en que se inició el periodo de flexibilidad cambiaria, el régimen de tipo de cambio utilizado (paridad reptante) propició pocos episodios de apreciación nominal,

por lo que los datos no resultaban óptimos para un estudio de asimetrías de signo del TTC. Desde finales del año 2006 ha existido mayor grado de libertad en los movimientos del tipo de cambio, la abundancia relativa de periodos de apreciación es mayor y por tanto hay más información que posibilita estudiar las asimetrías.

El documento se estructura de la siguiente forma: luego de esta sección introductoria, en la sección 2 se describen los antecedentes bibliográficos más relevantes y la evolución en las metodologías empleadas para su análisis. En la sección 3 se profundiza el marco conceptual de la aproximación metodológica utilizada para someter a prueba la hipótesis planteada. Posteriormente, en la sección 4 se examinan los aspectos metodológicos, los datos y el método econométrico utilizados. En la sección 5 se procede a exponer los principales resultados y, finalmente, en la sección 6 se listan las principales conclusiones.

2. ANTECEDENTES

La bibliografía empírica sobre el TTC en general señala relativamente más evidencia de simetría para economías industrializadas (ver Taylor, 2000; Goldfang y Werlang, 2000; Choudhri y Hakamura, 2001; y Engel, 2002); mientras que para las economías emergentes el supuesto de linealidad no pareciera apropiado [ver Winkelried (2003), Wang y Guo (2016) y Mendoza (2012)].

Dentro de los estudios recientes que flexibilizan el supuesto de linealidad, Przystupa y Wróbel (2011) analizan el caso de Polonia. Los autores observan que el traspaso varía según el ciclo económico y lo identifican como más pequeño en periodos contractivos y más alto durante expansiones. Además, para variaciones del TC por debajo de cierta magnitud (2%), el traspaso difiere del resto de observaciones; asimismo, encuentran que en periodos de baja volatilidad (entendida como una desviación estándar de variación diaria inferior al 4.32%) el TTC es mayor.

Por otra parte, Pérez y Vega (2016) encuentran evidencia de asimetría de signo en el TTC de Perú. Además, los autores proveen pruebas de un comportamiento distinto para cada régimen cambiario del periodo en estudio.

Lariau, El Said y Takebe (2016) reseñan evidencia para los casos de Angola y Nigeria. Encuentran que el TTC es más alto en el largo plazo para la economía menos diversificada y más dependiente de importaciones (la de Angola). También encuentran que al desdolarizar, en Angola el TTC disminuyó. Encuentran además que en el corto plazo el TTC no es estadísticamente distinto de cero. Esto, según los autores, demuestra distorsiones ocasionadas por el proteccionismo a ciertas industrias. Para Nigeria, señalan que al parecer el componente de alimentos y bebidas del IPC no es afectado por cambios en el TC en vista del alto componente de producción nacional en ese grupo del índice. La investigación refleja la importancia de la estructura interna de consumo en los países para la determinación del TTC. Angola y Nigeria son países similares en su dependencia de exportaciones de crudo y además ejercen acciones similares para contrarrestar los posibles choques en el precio de este; a pesar de esto, los resultados muestran un TTC diferente.

El Banco Central de Costa Rica ha hecho importantes esfuerzos de investigación para mejorar el entendimiento del TTC. Pueden mencionarse desde las incipientes estimaciones de León, Morera y Ramos (2001) y León, Laverde y Durán (2002) hasta trabajos más recientes como los de Rodríguez (2009), Esquivel y Gómez (2010) y Orane (2016). La mayoría de estos estudios manejan el supuesto implícito de linealidad en el TTC estimándolo mediante modelos de VAR. La excepción es Esquivel y Gómez (2010), quienes abordan el tema con una metodología alternativa (LSTVAR) que considera la posibilidad de que alguna variable induzca asimetrías de signo o magnitud en el traspaso. Los autores encuentran que la variación rezagada de precios de petróleo es la variable que más probablemente induce asimetrías. Sin embargo, concluyen que hay

poca evidencia de asimetrías de signo o magnitud estadísticamente significativas.

Ahora bien, Esquivel y Gómez (2010) utilizan una muestra de datos entre enero de 1991 y junio de 2009. En Costa Rica el régimen de tipo de cambio fijo (paridad reptante) fue sustituido en octubre de 2006 por uno flexible (banda cambiaria), el cual a su vez posteriormente fue reemplazado por flotación administrada en febrero de 2015. En vista de ello, hay al menos tres elementos que justifican y hacen relevante un nuevo estudio sobre el TTC y sus posibles asimetrías.

En primer término, las observaciones utilizadas en Esquivel y Gómez (2010) combinan algunas (la mayoría) extraídas del periodo de TC fijo con otras de la fase de flexibilidad. Debe tenerse en cuenta que el régimen de paridad reptante implicó un sesgo sistemático hacia variaciones positivas del TC nominal (colones por dólar). Sólo un 15% de las observaciones utilizadas en ese estudio no están afectadas por ese sesgo. A la fecha, la abundancia de observaciones posteriores a la adopción del régimen de TC flexible permite considerar una estimación del traspaso y pruebas estadísticas de asimetría que utilicen una muestra con observaciones exclusivamente del régimen flexible.

En segundo lugar, es abundante la evidencia documentada de que la serie de variación del IPC en Costa Rica experimentó un cambio estructural durante el año 2009. Es posible que tal cambio estructural haya influido en la magnitud y las características del TTC. La muestra de datos utilizada en el trabajo de 2010 evidentemente no permitió registrar este fenómeno.

Finalmente, como elemento adicional de robustez a las pruebas sobre asimetrías en el TTC, resulta atinado aplicar metodologías de estimación alternativas. Una aproximación tradicional para la medición de asimetrías es el uso de modelos de VAR censurados. Aplicados al tema del traspaso de TC, tal método implicaría estimar un modelo de VAR donde las variaciones del TC con signo negativo se censuran de la muestra y otro donde se censuran las variaciones positivas. Posteriormente se contrastarían

las funciones de respuesta al impulso (RI) de ambos modelos para concluir si son estadísticamente diferentes.

En la bibliografía sobre modelos estáticos se encuentra debidamente documentado que censurar variables explicativas produce estimadores de mínimos cuadrados sesgados, tal como lo señalan Rigobon y Stoker (2009) o Greene (2003).

El sesgo que se observa en estos procesos resulta claro cuando el proceso generador de datos (PGD) es simétrico, pero aun cuando el PGD es asimétrico el sesgo asintótico se mantiene. Tal y como lo indican Kilian y Vigfusson (2011), solamente cuando el PGD es tal que no ejerza efecto sobre la variable dependiente, cuando la variable explicativa disminuye, es que se puede asegurar que el modelo lineal censurado no es sesgado. En su estudio, estos autores demuestran que los modelos de VAR censurados generan sesgos asintóticos y proponen un modelo estructural que los evita. Su modelo engloba procesos generadores de datos simétricos y asimétricos como casos especiales. Combinado con la propuesta de Lee, Ni y Ratti (1995), en el que los choques deben rescalarse por una medida de volatilidad antes de efectuar la estimación del traspaso, es posible no sólo diagnosticar la presencia de asimetrías de signo y magnitud, sino además determinar si el traspaso es menor en periodos de alta volatilidad. Álvarez y Esquivel (2016) aplican este método para evaluar la presencia de asimetrías en el traspaso de precios de materias primas a precios nacionales en Costa Rica.

En el trabajo original de Kilian y Vigfusson (2011), se estima el efecto de los choques a los precios de energía sobre el crecimiento económico. Los autores proponen dos pruebas estadísticas para someter la hipótesis de simetría en la respuesta del crecimiento. Una de ellas se realiza sobre los coeficientes de regresión y es variante de la propuesta de Mork (1989) pero con mayor poder estadístico. La otra se aplica directamente a las funciones de RI. Esta última se motiva en el hecho de que, como lo señalan Koop, Pesaran y Potter (1996), en modelos de VAR no lineales la magnitud de los choques puede influir en la respuesta dinámica de las variables. Además, en este mismo

contexto, la respuesta dinámica de una variable puede mostrar asimetrías aun si los coeficientes no presentan alejamientos de la simetría.

Además de este problema, la bibliografía empírica tradicional sobre modelos de VAR censurados también presenta el inconveniente de ignorar que, al ser modelos no lineales, las funciones de RI dependen de la historia de las observaciones [ver Koop, Pesaran y Potter (1996) y Gallant, Rosi y Tauchen (1993)]. Las funciones de RI en este tipo de modelos requieren de la simulación de Monte Carlo con el fin de considerar posibles historias de datos y distintas magnitudes en los choques.

3. MARCO CONCEPTUAL

Kilian y Vigfusson (2011) señalan que cuando el PGD no es simétrico, no puede representarse con un modelo de VAR bivariado en x_t^+ y y_t . Un PGD en el que sólo los choques positivos sobre x_t tienen efecto sobre y_t se puede denotar con el siguiente sistema:

$$\begin{aligned} \mathbf{1} \quad x_t &= a_1 + \rho x_{t-1} + e_{1t}, \\ y_t &= a_2 + \gamma x_t^+ + e_{2t}. \end{aligned}$$

El efecto contemporáneo sobre y_t de un choque positivo a x_t en el sistema 1 está dado por γ . El efecto en el siguiente período sería $\rho\gamma$, y luego $\rho^2\gamma$, y así de forma sucesiva. Por lo tanto, la estimación de los coeficientes γ y ρ del modelo 1 sería insesgada. Al utilizar el modelo de VAR censurado como 2, la estimación de ρ sería asintóticamente sesgada a pesar de que la estimación de γ sería insesgada, esto se reflejaría en la función de RI.

$$\begin{aligned} \mathbf{2} \quad x_t^+ &= a_1 + \rho x_{t-1}^+ + \epsilon_{1t}, \\ y_t &= a_2 + \gamma x_{t-1}^+ + \epsilon_{2t}. \end{aligned}$$

El problema con el sistema 2 es que no es una verdadera representación del PGD. La utilización de un modelo estructural

completo evitaría ese inconveniente. Kilian y Vigfusson (2011) proponen el siguiente modelo:

$$\begin{aligned} x_t &= a_1 x_{t-1} + a_2 y_{t-1} + \dots + \epsilon_{1t}, \\ y_t &= \beta_1 x_t^+ + \beta_2 x_{t-1}^+ + \beta_3 y_{t-1} + \dots + \epsilon_{2t}. \end{aligned}$$

El sistema 3 es un modelo estructural en el que, a diferencia del modelo 2, los choques negativos sobre x_t pueden tener efectos sobre la senda futura de y_t si tales choques conducen eventualmente a choques positivos en la senda futura de x_t .

El sistema 4 es la forma reducida de 3. Las funciones de RI de un modelo estructural como 3 no pueden ser identificadas a partir de la descomposición de Cholesky de la matriz de varianzas y covarianzas de su versión reducida, debido a que tal descomposición no discrimina entre choques positivos y negativos. Por lo tanto, aplicar Cholesky en 4 a $Var[\epsilon_{1t}, u_{2t}]$ no es apropiado en vista de que u_{2t} debería reflejar únicamente choques positivos.

$$\begin{aligned} x_t &= a_1 x_{t-1} + a_2 y_{t-1} + \dots + \epsilon_{1t}, \\ y_t &= \beta_1 x_{t-1}^+ + \beta_2 y_{t-1} + \dots + u_{2t}, \end{aligned}$$

donde $u_{2t} = \beta_1 \epsilon_{1t} + \epsilon_{2t}$.

Detalles técnicos adicionales sobre la propuesta conceptual y las pruebas de ausencia de sesgo asintótico en el modelo 3 se pueden consultar en el estudio de referencia (Kilian y Vigfusson, 2011). Los señalamientos acá resumidos motivan la utilización en este estudio de la metodología propuesta por esos autores para corroborar la presencia de asimetrías en el traspaso del tipo de cambio.

4. METODOLOGÍA

4.1 Estimación de funciones de respuesta al impulso en modelos estructurales asimétricos

Se propone un modelo estructural en el que se utilizan las variables endógenas en un sistema de ecuaciones que permite a los choques en el tipo de cambio tener un efecto diferenciado, dependiendo de si la moneda se está apreciando o depreciando, sobre los precios de la economía.

Como primer acercamiento, en un modelo bivariado, la estructura sería la siguiente:

$$\begin{aligned}x_t &= a_1 x_{t-1} + a_2 y_{t-1} + \dots + \epsilon_{1t}, \\y_t &= \beta_1 x_t^+ + \beta_2 x_{t-1}^+ + \beta_3 y_{t-1} + \dots + \epsilon_{2t},\end{aligned}$$

donde

- x_t es el nivel o variación del TC en el periodo t .
- y_t es el nivel o variación del IPC en el periodo t .
- $x_t^+ = \begin{cases} x_t, & \text{si } x_t > 0 \\ 0, & \text{si } x_t \leq 0 \end{cases}$.

En contraste con un VAR censurado, en el cual las variables endógenas corresponden a x_t^+ y y_t , en el modelo estructural propuesto 5 los choques negativos sobre x_t pueden tener efectos sobre la senda futura de y_t si conducen eventualmente a choques positivos en la senda futura de x_t . Los autores del estudio de referencia demuestran que los estimadores de este modelo son asintóticamente insesgados, a diferencia de los obtenidos mediante los VAR censurados. Esto independientemente de si el PGD es simétrico o no.

Según diversos estudios (ver Gallant, Rossi y Tauchen, 1993; y Koop, Pesaran y Potter, 1996), en modelos no lineales como el 5 la respuesta dinámica de y_t podría ser magnificada o disminuida por el efecto acumulado de choques previos. Por tanto, las funciones RI deberían ser estimadas como un promedio

de las respuestas al impulso generadas a partir de un conjunto que sea tanto diverso como representativo de condiciones iniciales. Las funciones de RI se estiman siguiendo la secuencia de pasos que se indica a continuación:

- 1) Se realiza una selección aleatoria de una *historia* (Ω_i) compuesta por p observaciones consecutivas de x_t y y_t .¹
- 2) Dada una Ω_i , se simulan dos sendas de H datos posteriores a la última observación disponible para x y y . Es decir, para x se generan $[x_{t+1}, x_{t+2}, \dots, x_{t+H}]$ y $[x_{t+1}^*, x_{t+2}^*, \dots, x_{t+H}^*]$, mientras que para y se generan $[y_{t+1}, y_{t+2}, \dots, y_{t+H}]$ y $[y_{t+1}^*, y_{t+2}^*, \dots, y_{t+H}^*]$. Tanto para las primeras sendas de x y y como para la segunda de y , las secuencias de perturbaciones estocásticas $[\epsilon_{1t}, \epsilon_{1t+1}, \dots, \epsilon_{1t+H}]$ y $[\epsilon_{2t}, \epsilon_{2t+1}, \dots, \epsilon_{2t+H}]$ son seleccionadas aleatoriamente de sus respectivas distribuciones marginales empíricas. Por otra parte, para la segunda secuencia de x , se asigna un valor (δ) al primer componente de la secuencia de perturbaciones, ($\epsilon_{1t} = \delta$), mientras que el resto de la secuencia es extraído aleatoriamente de su distribución marginal empírica.
- 3) Las secuencias aleatorias de ϵ_{1t} y ϵ_{2t} pueden ser tratadas como independientes dado que son obtenidas de la distribución marginal generada por el modelo estructural estimado 5.
- 4) Se procede a obtener la diferencia entre las dos sendas de y para $t=1, 2, \dots, H$, definiendo cada diferencia como y_i^δ , donde $i=1, 2, \dots, H$.
- 5) Se repiten los pasos 2 y 4 (n_{boot}) veces.

¹ p corresponde al número de rezagos utilizados para cada uno de los modelos estimados.

- 6) Se repiten los pasos 1 a 5 (n_{hist}) veces. Entonces se obtiene un número $n_{hist} * n_{hist}$ de distintas series y_i^δ que luego se promedian.

El resultado que se obtiene de los pasos 2 a 5 es la respuesta de y ante un choque de tamaño δ , a un horizonte de H periodos y condicional en Ω_i . Siguiendo la misma nomenclatura de Kilian y Vigfusson (2011), podemos definir esta respuesta como $I_y(\delta, H, \Omega_i)$. Repitiendo el ejercicio para todas las posibles historias y promediando las respuestas, se obtiene la respuesta de y no condicionada en Ω_i , es decir, $I_y(\delta, H)$.

Para diferenciar más claramente la propuesta por Kilian y Vigfusson (2011) respecto a la forma tradicional de obtener las funciones de RI, defínase la respuesta de y condicionada en sendas históricas de x y y (esto es $x_{t-i} = y_{t-i} = 0$ para $i=1, 2, \dots$) de la siguiente forma:

$$6 \quad I_y(\delta, H, \underline{0}).$$

Relajando el supuesto de $x_{t-i} = y_{t-i} = 0$ y permitiendo alguna historia (Ω_i) para x y y , además de inducir un choque de magnitud δ en la observación t -ésima del término de perturbación ϵ_1 , se puede definir de manera alternativa la respuesta:

$$7 \quad I_y^*(\delta, H, \Omega_i) = E \left\{ y_{t+h} \mid \Omega_i, \epsilon_{1t} = \delta, \left[\epsilon_{1t+j} \right]_{j=1}^h, \left[\epsilon_{2t+j} \right]_{j=0}^h \right\} - E \left\{ y_{t+h} \mid \Omega_i, \left[\epsilon_{1t+j} \right]_{j=0}^h, \left[\epsilon_{2t+j} \right]_{j=0}^h \right\}.$$

Como se señaló, al promediar 7 para todas las posibles historias, se obtiene la respuesta no condicionada en Ω_i , que corresponde a $I_y^*(\delta, H)$. La respuesta al impulso habitualmente consignada en la bibliografía corresponde a $I_y^*(\delta, H, \underline{0})$. Esta RI no permite dinámica de choques futuros (al menos en perturbación) y no condiciona historia. En sistemas lineales, este

tipo de configuración para el cálculo no presenta inconvenientes; sin embargo, sí los presenta cuando se están calculando RI en sistemas no lineales: la respuesta puede no converger a cero aun cuando el PGD sea estacionario (ver Koop, Pesaran y Potter, 1996). Además, Potter (2000) se inclina por considerar los choques futuros como aleatorios más que fijarlos en cero cuando se estiman RI no lineales. Por último, debido a lo poco realista de condicionar en cero una estimación de RI, esta no resulta de gran utilidad.

En las ecuaciones de forma reducida de modelos de VAR los errores se encuentran correlacionados, de ahí que se recurre a un método para ortogonalizar los impulsos. Lo habitual es utilizar la inversa del factor de Cholesky de la matriz de las varianzas y covarianzas de los residuos de la estimación. Un modelo estructural como el 5, utilizado en esta investigación, se vuelve más atractivo para estimar las funciones de RI, debido a que, en el cálculo de $I_y(\delta, H, \Omega_i)$ y el de $I_y(\delta, H)$, un choque sobre el tipo de cambio (x_t) es ortogonal a otros choques.

Kilian y Vigfusson (2011) demuestran que, para choques pequeños, la diferencia entre la RI estimada considerando tanto las posibles historias como la dinámica propia de los errores $[I_y^*(\delta, H)]$, y el estimado sin considerar esos dos elementos $[I_y^*(\delta, H, \underline{0})]$, es grande. Sin embargo, esta diferencia se va reduciendo conforme se incrementa el tamaño del choque. Es decir, los autores muestran que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} I_y(n\delta, H) = I_y^*(\delta, H, \underline{0}).$$

Para choques de magnitud lo suficientemente grande sobre el tipo de cambio, se esperaría que la importancia de Ω_i y la aleatoriedad de ϵ_{1t} disminuyan hasta llegar al punto en que la RI estimada mediante el método de VAR tradicional sea una buena aproximación a la estimación correcta. Esta es, entonces, la explicación de cómo el método de VAR tradicional puede

generar estimaciones de la reacción de los precios nacionales a choques en el tipo de cambio muy distintas a las correctamente estimadas mediante una especificación no lineal.

Esta relación inversa entre el tamaño de los choques y la respuesta estimada de los precios nacionales es importante debido a que, para series en donde la variación (en este caso el tipo de cambio) muestre una desviación estándar pequeña, la ganancia de utilizar $I_y(n\delta, H)$, en términos de reducción de sesgo asintótico en la medición de la función de RI, es mayor.

4.2 Pruebas de simetría

A pesar de solucionar el problema de sesgo asintótico con respecto a un VAR censurado, el modelo estructural 5 es asintóticamente ineficiente en comparación con un VAR cuando el PGD es simétrico. Por lo tanto, una estimación eficiente del TTC requiere contar previamente con una prueba estadística para evaluar la hipótesis de simetría en el PGD.

Las que se definen a continuación como pruebas de simetría sobre parámetros evalúan la igualdad en la magnitud de los coeficientes asociados con apreciaciones y depreciaciones.

Kilian y Vigfusson (2011) señalan que para modelos de forma reducida estas pruebas son útiles para identificar asimetrías en los parámetros de respuesta; sin embargo, no resultan útiles para identificar asimetrías en las funciones de RI de modelos estructurales asimétricos. Esto se debe a que pueden obtenerse parámetros asociados a apreciaciones y depreciaciones que no sean estadísticamente distintos mientras las RI sí lo sean. Esto se debe a que las funciones de RI pueden ser una función no lineal tanto de los parámetros de pendiente como de la varianza de las innovaciones.

Debido a este problema, Eldstein y Kilian (2007) sugieren una aproximación alternativa, con base en las funciones de RI obtenidas según el método explicado en la sección 4.1, para someter a prueba la hipótesis de simetría. Este segundo grupo de pruebas lo denotamos como pruebas de simetría sobre las RI.

4.2.1 Pruebas de simetría sobre parámetros

Las pruebas de simetría sobre parámetros, o pruebas de simetría basadas en pendientes, son atractivas debido a su simpleza y a que no requieren el cálculo de las funciones de RI. Según este método, una vez estimada la regresión de y_t en sus propios rezagos y los de x_t^+ y x_t^- , se realizan pruebas de igualdad de coeficientes con medidas estadísticas de Wald que, bajo la hipótesis nula de simetría, tienen distribución Jt^2 [ver Mork (1989)].

Kilian y Vigfusson (2011) señalan que esta aproximación no explota todas las restricciones que implica la hipótesis nula de simetría. Subrayan que, al trabajar con un modelo reducido, Mork (1989) omite la restricción de igualdad de los términos contemporáneos de x_t^+ y x_t^- . Los autores proponen entonces, que en términos del modelo 5, se trabaje con la hipótesis nula:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0.$$

Estos autores argumentan que esta hipótesis tiene mayor poder estadístico que la de Mork (1989). Al someter a prueba esta hipótesis en un modelo como 5, y por medio de pruebas de Wald de exclusión de parámetros, buscan determinar si el ajuste del modelo mejora con la inclusión de los regresores x_t^+ , x_{t-1}^+ , ..., x_{t-p}^+ .

4.2.2 Pruebas de simetría sobre funciones de RI

La propuesta de Kilian y Vigfusson (2011), adaptada para someter a prueba la simetría de signo en las funciones de RI de precios ante choques sobre el tipo de cambio a h distintos horizontes, puede resumirse en los siguientes pasos.

- 1) Estimar el modelo estructural 5.
- 2) Calcular la RI h periodos hacia adelante (en este caso se realizó con un horizonte de 24 periodos), tanto para un choque positivo como para uno negativo. Es decir, calcular $I_y^*(\delta, h)$ y $-I_y^*(-\delta, h)$.

- 3) Construir una medida estadística de Wald con hipótesis conjunta de simetría en las RI positivas y negativas hasta h periodos en el futuro. El estadístico toma entonces la forma:
$$W = \sum_{i=0}^h [I_y^*(\delta, i) + I_y^*(-\delta, i)]^2 = 0.$$
- 4) Calcular la matriz de varianzas y covarianzas del vector de suma de coeficientes de respuesta mediante muestreo repetitivo (*bootstrapping*).

La medida estadística W tiene entonces distribución J_{h+1}^2 , dada la normalidad asintótica de los estimadores provenientes de MCO del modelo.

4.3 Datos

Los datos base utilizados para las estimaciones corresponden a series publicadas por el Banco Central de Costa Rica en su portal oficial de datos en línea.² Las series básicas del tipo de cambio tienen frecuencia diaria, pero se construyó la serie mensual tomando el promedio entre la referencia de compra y venta de los días hábiles de cada mes. Por otra parte, la serie base del IPC tiene originalmente frecuencia mensual.

Como controles en las estimaciones se incluyeron indicadores de la brecha del producto y del diferencial de tasas de interés. La información base para la brecha del producto es la serie desestacionalizada del índice mensual de actividad económica (IMAE). A este se le aplicó un filtro de Hodrick y Prescott con parámetro de suavizamiento $\lambda = 23.000$ en concordancia con Segura y Vásquez (2011).

Por último, la serie de diferencia de tasas considera la *federal funds effective rate*³ del Tesoro de Estados Unidos y la tasa de política monetaria del Banco Central de Costa Rica. El periodo muestral utilizado abarca desde enero de 2006 a marzo de 2017.

² <<https://www.bccr.fi.cr/seccion-indicadores-economicos/indicadores-econ%C3%B3micos>>.

³ <<https://fred.stlouisfed.org/series/FEDFUNDS>>.

5. RESULTADOS

5.1 Evaluación de propiedades estacionarias

Se determinan las propiedades estacionarias de las series utilizadas con el fin de definir el tipo de método econométrico con el que se realiza el análisis posterior. Los resultados de las pruebas de raíz unitaria aplicadas se presentan en el cuadro 1. Se observa que tanto bajo la prueba de Dickey-Fuller (DF) como la de Phillips-Perron (PP), no es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria para todas las series en niveles, excepto para la brecha del IMAE. En el caso de primera diferencia, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria para todas las series. Con base en estos resultados, en las estimaciones se utilizaron todas las variables en primera diferencia, excepto la brecha del IMAE que se mantuvo en niveles.

Cuadro 1

VALORES p EN PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA (H_0 : X_t TIENE RAÍZ UNITARIA)						
Variable en:	Tipo de prueba	Especificación	Variable			Brecha del IMAE
			IPC	TC	Diferencial de tasas	
Niveles	ADF	Constante	0.99	0.27	0.72	0.00
		Constante y tendencia	0.99	0.55	0.91	0.00
	PP	Constante	0.98	0.31	0.47	0.00
		Constante y tendencia	1.00	0.60	0.77	0.00
Primera diferencia	ADF	Constante	0.00	0.00	0.00	0.00
		Constante y tendencia	0.00	0.00	0.00	0.00
	PP	Constante	0.00	0.00	0.00	0.00
		Constante y tendencia	0.00	0.00	0.00	0.00

Fuente: elaboración de los autores.

5.2 Orden de rezagos

Se procedió a determinar el orden más apropiado de rezagos para estimar el modelo 5 por dos vías. En primer término, con base en criterios de selección de rezagos de un modelo VAR y en segunda instancia mediante criterios de bondad de ajuste de la ecuación de y_t (ecuación de precios en la aplicación de este trabajo) en el modelo estructural asimétrico 5. La selección se efectuó para tres distintas especificaciones de modelo: un modelo bivariado (compuesto por la primera diferencia del IPC y del tipo de cambio); y dos modelos de tres variables construidos a partir del bivariado agregando respectivamente la brecha del IMAE y diferencial de tasas de interés. En el cuadro 2 se muestran los resultados para estos modelos bajo cinco distintos criterios.

En general la especificación que incluye un solo rezago tiende a dominar tanto en los criterios para el modelo de VAR como para la ecuación de y_t en el modelo estructural asimétrico, esto con independencia de si el modelo es bivariado o si incorpora la diferencia de tasas o la brecha del IMAE. Vale la pena destacar sin embargo que, basándose el AIC, el modelo con cinco rezagos domina todos los casos para la ecuación de y_t en el modelo estructural asimétrico.

Los resultados presentados son de utilidad para valorar la evidencia sobre efectos asimétricos que se muestra en la siguiente sección, donde se exponen las pruebas de simetría en parámetros y sobre las funciones de RI para modelos con hasta 12 rezagos. De igual forma, más adelante las funciones de RI que se exponen para cuantificar el efecto del traspaso del tipo de cambio corresponden justamente a las especificaciones con el orden de rezagos seleccionado con base en la evidencia del cuadro 2.

Cuadro 2

NÚMERO ÓPTIMO DE REZAGOS SEGÚN DISTINTOS CRITERIOS				
<i>Especificación</i>	<i>Criterio</i>	<i>Modelo</i>		
		<i>Bivariado</i>	<i>Bivariado + diferencial de tasas</i>	<i>Bivariado + brecha del IMAE</i>
VAR	LR	5	1	3
	FPE	1	1	1
	AIC	1	1	1
	SC	1	1	1
	HQ	1	1	1
Ecuación de precios asimétrica	AIC	5	5	5
	SC	1	1	1

Nota: LR corresponde al criterio razón de verosimilitud, FPE al error final de predicción, AIC al criterio de información de Akaike, SC al criterio de Schwarz y HQ al de Hannan-Quinn.
Fuente: elaboración de los autores.

5.3 Pruebas de simetría

5.3.1 Prueba de simetría en parámetros

Los resultados de la prueba de simetría en los parámetros, explicada en la sección 4.2.1, se pueden observar en el cuadro 3. Como se comentó antes, se incluyen los modelos que consideran desde 1 hasta 12 rezagos. Según se aprecia, para los modelos identificados con mejor bondad de ajuste (con 1 y 5 rezagos) no se cuenta con suficiente evidencia para rechazar la hipótesis de traspaso simétrico ya sea en el caso bivariado, o en los trivariados. Sin embargo, es interesante notar que la inclusión de rezagos adicionales (por encima de 9) tiende a incrementar la evidencia en contra de la hipótesis de simetría, al menos para el modelo bivariado y el trivariado que incluye la brecha del IMAE.

Cuadro 3

VALOR p EN PRUEBA DE SIMETRÍA DE PARÁMETROS (H_0 : TRASPASO SIMÉTRICO)			
Rezagos	Tipo de modelo		
	Bivariado	Trivariado con diferencial de tasas	Trivariado con brecha del IMAE
1	0.29	0.43	0.19
2	0.64	0.85	0.46
3	0.48	0.71	0.44
4	0.71	0.87	0.58
5	0.55	0.61	0.38
6	0.58	0.56	0.41
7	0.33	0.28	0.39
8	0.24	0.25	0.23
9	0.07	0.13	0.15
10	0.07	0.11	0.10
11	0.10	0.20	0.08
12	0.11	0.32	0.07

Nota: los casos con rechazo de la H_0 al 10% se destacan en negrita.
Fuente: elaboración de los autores.

5.3.2 Prueba de simetría en las funciones de respuesta al impulso

Por otra parte, los resultados de aplicar la prueba de simetría a las funciones de RI, cuya metodología se expuso en la sección 4.2, se pueden observar en el cuadro 4. Estos fueron obtenidos al simular 40,000 pronósticos del modelo estructural 5 con horizonte de hasta 24 meses.⁴ Valga recordar que las variables involucradas son, alternativamente, la primera diferencia del IPC y la primera diferencia del TC nominal (caso bivariado), y a

⁴ Ver procedimiento explicado en la sección 4.1.

estas se le añade la brecha del IMAE y el diferencial de tasas de interés para los modelos denominados trivariados. En vista de que la no linealidad de las funciones de RI puede manifestarse a cualquier horizonte, el cuadro contiene el valor p para cada horizonte de pronóstico del 1 hasta 24 meses.

En general los resultados no conducen a conclusiones muy distintas de las obtenidas de las pruebas de simetría sobre parámetros. Para los modelos con mejor bondad de ajuste (los que incluyen 1 y 5 rezagos), la evidencia contraria a la hipótesis de simetría es escasa para todos los modelos y para todos los horizontes. En el cuadro 4 también se incluyen los resultados para el modelo con mayor evidencia contraria a la hipótesis de simetría (la versión que incluye hasta 12 rezagos). Para este caso y al 10% de significancia, el modelo bivariado a horizontes de entre cuatro y siete meses, y el modelo trivariado con diferencial de tasas para horizontes mayores a diez meses, muestran alguna evidencia favorable a la hipótesis alternativa de una respuesta asimétrica de los precios internos a choques sobre el tipo de cambio. Sin embargo, debe recalarse que los criterios de bondad de ajuste no favorecen esta especificación.

El que la mayor evidencia de traspaso asimétrico se encuentre cuando el modelo estimado incluye 12 rezagos (modelo trivariado con la diferencia de tasas) podría deberse a que en las estimaciones no se están considerando factores estacionales. Sin embargo, tanto un examen visual de los correlogramas, como pruebas sencillas en las que se regresan las variables bajo análisis en variables ficticias estacionales, no sugieren la presencia de este tipo de efectos (ver gráfica A.1 y cuadro A.1 del anexo).

5.4 Cuantificación del traspaso de tipo de cambio a los precios

En esta sección se cuantifica el TTC estimado a partir de modelos estructurales como 5. Para cada uno de los modelos (bivariado y las dos variantes de modelos con tres endógenas) las estimaciones de funciones de RI se efectuaron siguiendo el procedimiento

VALOR ρ EN PRUEBA DE SIMETRÍA EN FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO (H_0 : TRASPASO SIMÉTRICO)

Horizonte	Especificación del modelo											
	Bivariado			Bivariado con diferencial de tasas						Bivariado con brecha del IMAE		
	1 rezago	5 rezagos	12 rezagos	1 rezago	5 rezagos	12 rezagos	12 rezagos	1 rezago	5 rezagos	12 rezagos		
1	0.19	0.10	0.16	1.00	0.95	0.35	0.35	0.97	0.97	0.96		
2	0.35	0.16	0.10	1.00	0.98	0.12	0.12	1.00	1.00	0.98		
3	0.55	0.29	0.17	1.00	1.00	0.07	0.07	1.00	1.00	1.00		
4	0.68	0.30	0.04	1.00	1.00	0.12	0.12	1.00	1.00	1.00		
5	0.78	0.41	0.03	1.00	1.00	0.20	0.20	1.00	1.00	1.00		
6	0.86	0.47	0.05	1.00	1.00	0.25	0.25	1.00	1.00	1.00		
7	0.92	0.57	0.08	1.00	1.00	0.34	0.34	1.00	1.00	1.00		
8	0.96	0.68	0.12	1.00	1.00	0.30	0.30	1.00	1.00	1.00		
9	0.98	0.76	0.12	1.00	1.00	0.38	0.38	1.00	1.00	1.00		
10	0.98	0.83	0.10	1.00	1.00	0.11	0.11	1.00	1.00	1.00		
11	0.99	0.89	0.12	1.00	1.00	0.07	0.07	1.00	1.00	1.00		

12	1.00	0.93	0.16	1.00	1.00	0.05	1.00	1.00	1.00
13	1.00	0.95	0.20	1.00	1.00	0.05	1.00	1.00	1.00
14	1.00	0.97	0.25	1.00	1.00	0.07	1.00	1.00	1.00
15	1.00	0.98	0.29	1.00	1.00	0.08	1.00	1.00	1.00
16	1.00	0.99	0.35	1.00	1.00	0.08	1.00	1.00	1.00
17	1.00	0.99	0.42	1.00	1.00	0.04	1.00	1.00	1.00
18	1.00	1.00	0.48	1.00	1.00	0.05	1.00	1.00	1.00
19	1.00	1.00	0.55	1.00	1.00	0.02	1.00	1.00	1.00
20	1.00	1.00	0.40	1.00	1.00	0.03	1.00	1.00	1.00
21	1.00	1.00	0.46	1.00	1.00	0.01	1.00	1.00	1.00
22	1.00	1.00	0.52	1.00	1.00	0.01	1.00	1.00	1.00
23	1.00	1.00	0.54	1.00	1.00	0.02	1.00	1.00	1.00
24	1.00	1.00	0.60	1.00	1.00	0.02	1.00	1.00	1.00

Nota: los casos con rechazo de la H_0 al 10% se destacan en negrita.
Fuente: elaboración de los autores.

descrito en la sección 4.1 fijando $n_{boot} = n_{hist} = 200$, es decir, promediando 40,000 estimaciones a cada horizonte desde 1 hasta 24 meses. La magnitud de estas funciones se muestra como proporción del tamaño del choque original. Además, las correspondientes a choques negativos sobre el tipo de cambio aparecen multiplicadas por -1 para que su magnitud sea fácilmente comparable con las correspondientes de choques positivos. Las bandas de confianza que se muestran son empíricas y corresponden a los percentiles 5 y 95 de la distribución de las 40,000 simulaciones de pronóstico efectuadas para cada horizonte y para cada caso de especificación del modelo.

Igualmente se muestran las funciones de RI para cuatro tamaños de choque sobre el TC (1, 2, 4 y 10 desviaciones estándar), con el objeto de analizar si la asimetría de signo podría estar asociada al tamaño de los choques, cuestión que no se estaría notando en los cuadros presentados en la sección anterior.

En la gráfica 1 se muestran las funciones de RI obtenidas del modelo bivariado que incluye un solo rezago. Lo primero que debe señalarse es que la magnitud proporcional del traspaso ante choques positivos (apreciaciones) termina siendo de entre el 22% y el 35%, lo cual es congruente con las estimaciones más recientes basadas en métodos lineales.⁵ Sin embargo, el traspaso ante choques negativos se estima alrededor del 15% para choques pequeños y cercano al 0% para los choques más grandes.

Ahora bien, en cuanto a temas de asimetría, se aprecia que, para el caso choques pequeños (una desviación estándar), la evidencia es concordante con lo que se muestra en el cuadro 4 en el sentido de que la respuesta dinámica de los precios no es estadísticamente distinta ante choques positivos y negativos sobre el TC. Ahora bien, conforme el tamaño del choque se incrementa las bandas de confianza de las estimaciones dejan de traslaparse. Así que para choques medianos y grandes

⁵ Ver Orane (2016).

sobre el tipo de cambio la respuesta de los precios sí parece estadísticamente distinta.

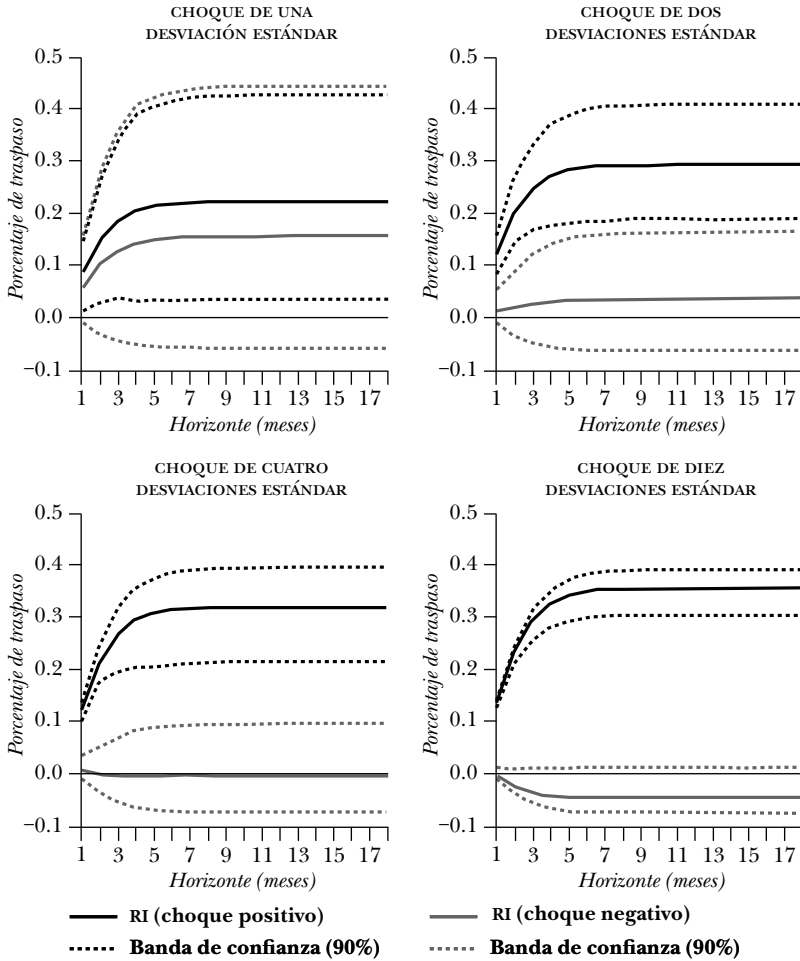
En la gráfica 2 se muestran las funciones de RI obtenidas cuando se incorpora una variable adicional en el modelo, en particular el diferencial de tasas de interés. En términos de magnitud proporcional del traspaso de largo plazo que se estima, no hay mucha diferencia respecto al caso bivariado. El traspaso se ubica entre el 20% y el 30% ante depreciaciones, y entre el 0% (choques grandes) y el 15% (choques pequeños) para el caso de apreciaciones.

Al igual que en el caso bivariado, cuando el choque sobre el TC es pequeño (una desviación estándar), no hay diferencia significativa en la respuesta dinámica de los precios locales. Sin embargo, para los choques más grandes (4 y 10 desviaciones estándar) las áreas contenidas entre las bandas de confianza ante choques positivos y negativos se separan, indicando asimetría de signo en la respuesta.

Un patrón que puede extraerse de las funciones de RI de la gráfica 1 y de la gráfica 2 es que en tanto los choques sobre el TC sean pequeños, la respuesta de los precios nacionales no es diferente ante apreciaciones o depreciaciones. Sin embargo, cuando se trata de choques medianos y grandes, la respuesta ante apreciaciones tiende a disminuir en magnitud proporcional, y eventualmente a diferir de la respuesta ante depreciaciones. Una posible explicación para este patrón es que los agentes económicos podrían interpretar las apreciaciones grandes como fenómenos temporales que no ameritan ajuste de precios. Esto podría estar causado para la tendencia histórica (que se ha revertido en los últimos años) de la inflación nacional a ser superior a la de los principales socios comerciales. Con ello el público se acostumbró a una tendencia del TC nominal a crecer y los episodios de apreciaciones, en especial los de gran magnitud, tienden a verse como excepciones a la tendencia y por tanto pasajeros.

Gráfica 1

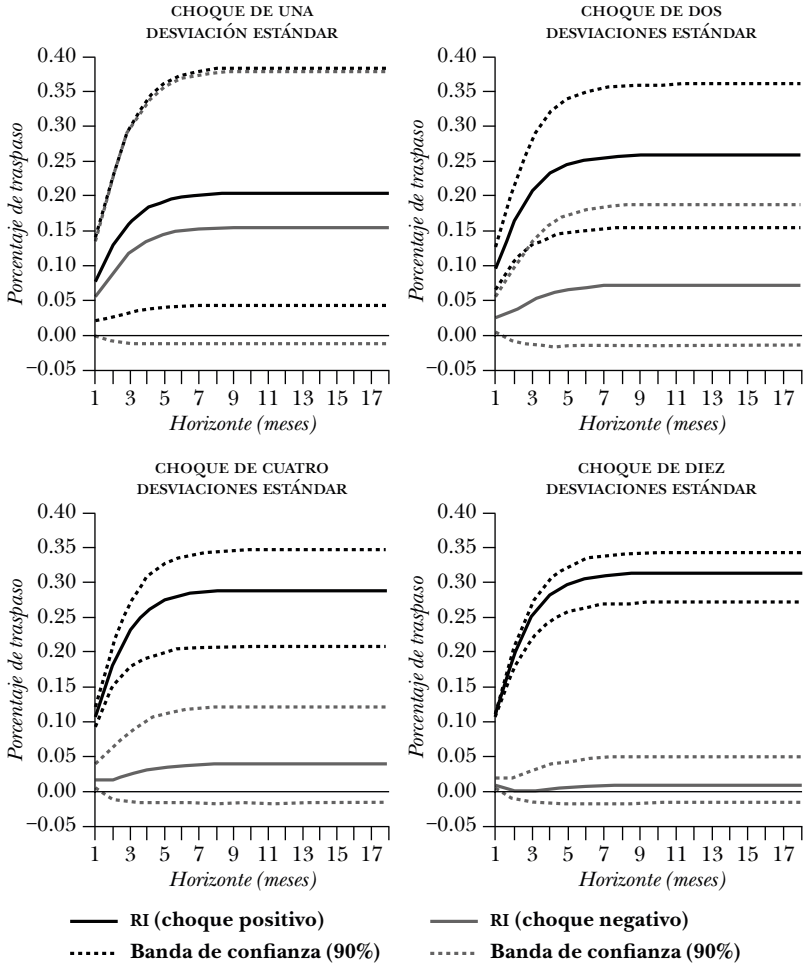
**FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO DE LOS PRECIOS
AL TIPO DE CAMBIO POR TAMAÑO DE CHOQUE**
Modelo bivariado con un rezago



Fuente: elaboración de los autores.

Gráfica 2

FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO DE LOS PRECIOS AL TIPO DE CAMBIO POR TAMAÑO DE CHOQUE Modelo trivariado (diferencial de tasas) con un rezago



Fuente: elaboración de los autores.

En las gráficas A.2 y A.3 del anexo se muestran las funciones de RI para el caso de los modelos bivariado y trivariado (con diferencial de tasas) con cinco rezagos. Salvo por ser necesario un horizonte superior a los 18 meses para hacer evidente la convergencia, el patrón de respuesta dinámica es similar al observado en las gráficas acá comentadas.

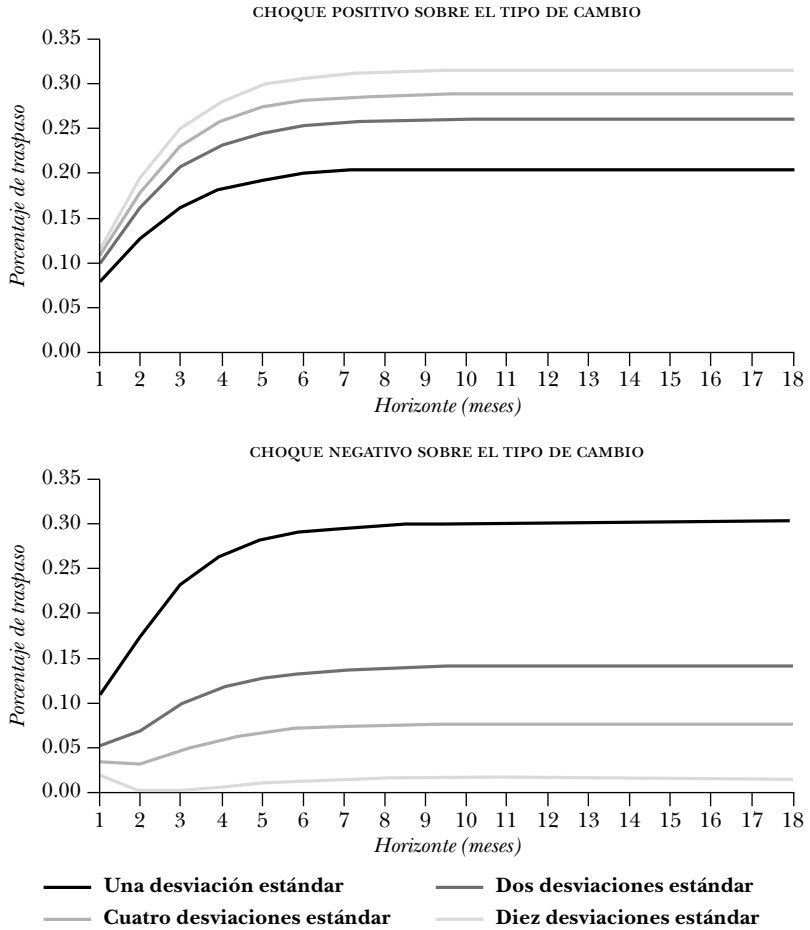
Un elemento que es posible extraer de las estimaciones realizadas, pero que no es fácilmente apreciable ni en la gráfica 1 ni en la gráfica 2, es que la magnitud del traspaso es función creciente de la magnitud de los choques cuando estos son depreciaciones, pero decreciente si son apreciaciones. Esto se ilustra en la gráfica 3 que corresponde a las estimaciones del modelo trivariado que incorpora el diferencial de tasas de interés (la tendencia es la misma para el caso del modelo bivariado). Note que para los choques positivos sobre el tipo de cambio (panel superior de la gráfica) la respuesta dinámica de los precios nacionales es mayor que ante los choques más pequeños. En cambio, para choques negativos (panel inferior de la gráfica), la respuesta proporcional (en valor absoluto)⁶ es mayor entre más pequeño sea el choque.

Según se explicó atrás, este fenómeno podría estar explicado por una expectativa arraigada en los agentes económicos de considerar atípicos los episodios de apreciación de la moneda nacional. Si este fuese el caso, los choques negativos sobre el tipo de cambio, en especial los más grandes, serían considerados temporales y, posiblemente por elementos como los costos de menú, no generarían ajustes a la baja de los precios en moneda nacional.

⁶ Según se señaló, las funciones de RI ante apreciaciones aparecen multiplicadas por -1 .

Gráfica 3

**FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO DE LOS PRECIOS
AL TIPO DE CAMBIO POR TAMAÑO DE CHOQUE
MODELO TRIVARIADO (DIFERENCIAL DE TASAS) CON UN REZAGO**



Fuente: elaboración de los autores.

6. CONCLUSIONES

En general la magnitud del traspaso del tipo de cambio a los precios se estima entre el 20% y el 35% cuando se trata de depreciaciones. Esta es una estimación en orden de magnitud similar a las últimas obtenidas en el Banco Central de Costa Rica con métodos lineales. Sin embargo, esos métodos lineales suponen simetría de signo en la estimación. En este trabajo se estima que para el caso de apreciaciones la magnitud del traspaso está entre el 0% y el 15 por ciento.

La respuesta dinámica del IPC ante choques sobre el tipo de cambio muestra evidencia de asimetría de signo solamente cuando el tamaño de los choques es de mediana o gran magnitud

Para las apreciaciones o depreciaciones inesperadas más frecuentes (de una desviación estándar), las pruebas de asimetría en parámetros y en las funciones de RI no hallan suficiente evidencia para rechazar la hipótesis de simetría. Ahora bien, las bandas de confianza empíricas de las funciones de RI indican que cuando el tamaño de la apreciación o depreciación es mediano o grande (cuatro o más desviaciones estándar), la respuesta de los precios nacionales es mayor (en valor absoluto) ante una depreciación. En este sentido, no es correcto suponer una respuesta de similar magnitud de los precios nacionales ante apreciaciones que ante depreciaciones cuando estas son relativamente grandes.

El tamaño del choque influye en la magnitud proporcional del traspaso

Cuando se trata de depreciaciones inesperadas de la moneda nacional, las de mayor magnitud se transmiten en una mayor proporción que las de menor magnitud. Por otra parte, cuando se trata de apreciaciones inesperadas, las de mayor tamaño se transmiten menos a los precios nacionales.

La evidencia encontrada en esta investigación indica que considerar un traspaso constante e independiente de la dirección o magnitud de los choques sobre el tipo de cambio posiblemente conduzca a estimaciones erróneas del efecto en los precios nacionales de las variaciones del tipo de cambio.

Anexo

Gráfica A.1

**CORRELOGRAMA Y CORRELOGRAMA PARCIAL
DE PRIMERA DIFERENCIA LOGARÍTMICA DEL IPC**

Muestra: 2006m1-2017m4
Observaciones incluidas: 13

<i>Autocorrelación</i>	<i>Correlación parcial</i>		<i>AC</i>	<i>PAC</i>	<i>Estadístico Q</i>	<i>Prob.</i>
		1	0.493	0.493	33.504	0.000
		2	0.300	0.076	46.029	0.000
		3	0.312	0.183	59.655	0.000
		4	0.174	-0.071	63.926	0.000
		5	0.332	0.312	79.605	0.000
		6	0.316	0.020	93.880	0.000
		7	0.167	-0.045	97.929	0.000
		8	0.116	0.094	99.882	0.000
		9	0.102	0.057	101.41	0.000
		10	0.147	0.054	104.59	0.000
		11	0.277	0.184	116.01	0.000
		12	0.230	-0.014	123.95	0.000
		13	0.172	0.050	128.45	0.000
		14	0.180	0.026	133.40	0.000
		15	0.156	0.044	137.16	0.000
		16	0.174	-0.041	141.86	0.000
		17	0.198	0.027	147.98	0.000
		18	0.252	0.151	158.02	0.000
		19	0.164	-0.058	162.33	0.000
		20	0.074	-0.084	163.21	0.000
		21	0.065	-0.056	163.89	0.000
		22	0.023	-0.051	163.97	0.000
		23	0.088	0.029	165.26	0.000
		24	0.155	0.076	169.27	0.000

Fuente: elaboración de los autores.

Cuadro A.1

PRUEBA DE ESTACIONALIDAD CON VARIABLES DICOTÓMICAS

Variable dependiente: DLOGIPC

Método: mínimos cuadrados

Muestra (ajustada): 2006m2-2017m4

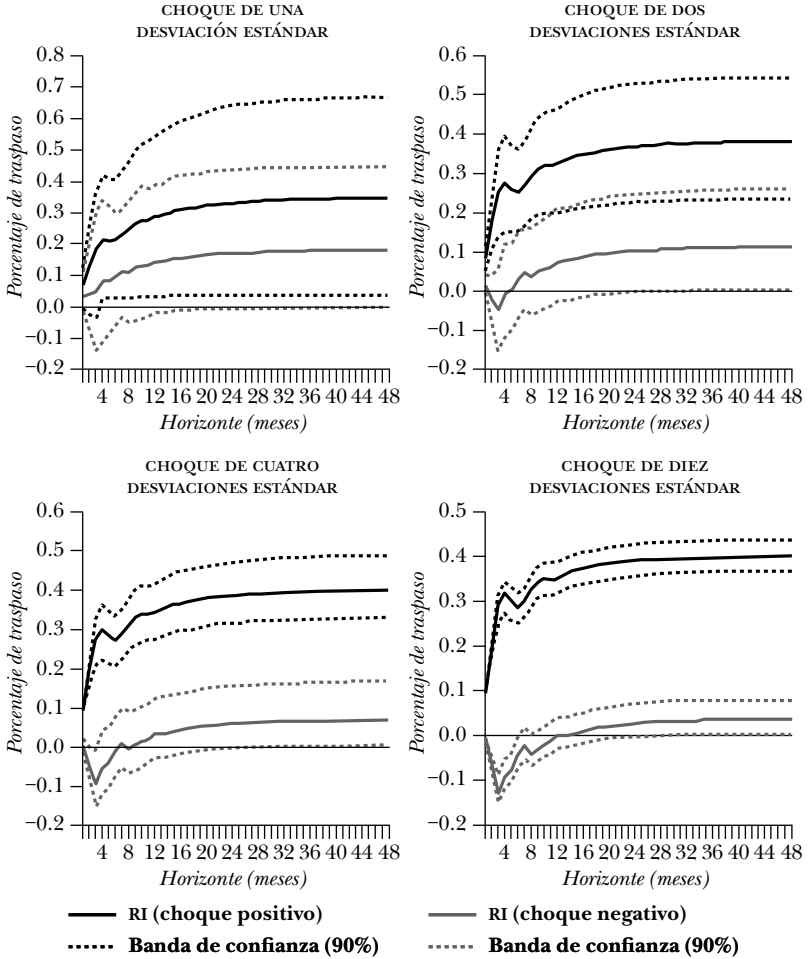
Observaciones incluidas: 135, después de los ajustes

<i>Variable</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Probabilidad estadística t</i>	<i>Probabilidad</i>
C	0.5911	0.1250	4.7305	0.0000
dumce	0.6718	0.0818	8.2114	0.0000
@SEAS(2)	-0.2532	0.1718	-1.4732	0.1433
@SEAS(3)	-0.6152	0.1718	-3.5801	0.0005
@SEAS(4)	-0.3096	0.1718	-1.8018	0.0740
@SEAS(5)	-0.1398	0.1756	-0.7959	0.4276
@SEAS(6)	-0.3344	0.1756	-1.9041	0.0592
@SEAS(7)	-0.1404	0.1756	-0.7994	0.4256
@SEAS(8)	-0.2920	0.1756	-1.6627	0.0989
@SEAS(9)	-0.7188	0.1756	-4.0935	0.0001
@SEAS(10)	-0.6174	0.1756	-3.5159	0.0006
@SEAS(11)	-0.2678	0.1756	-1.5249	0.1299
@SEAS(12)	-0.1626	0.1755	-0.9267	0.3559
R ²		0.4498	Media de la variable dependiente	0.4377
R ² ajustado		0.3956	Desviación estándar de la variable dependiente	0.5293
Error estándar de la regresión		0.4115	Criterio de Akaike	1.1532
Suma de los residuos al cuadrado		20.6554	Criterio de Schwarz	1.4329
Log de verosimilitud		-64.8392	Criterio de Hannan-Quinn	1.2669
Medida estadística F		8.3102	Medida estadística de Durbin-Watson	1.3304
Probabilidad (medida estadística F)		0.0000		

Fuente: elaboración de los autores.

Gráfica A.2

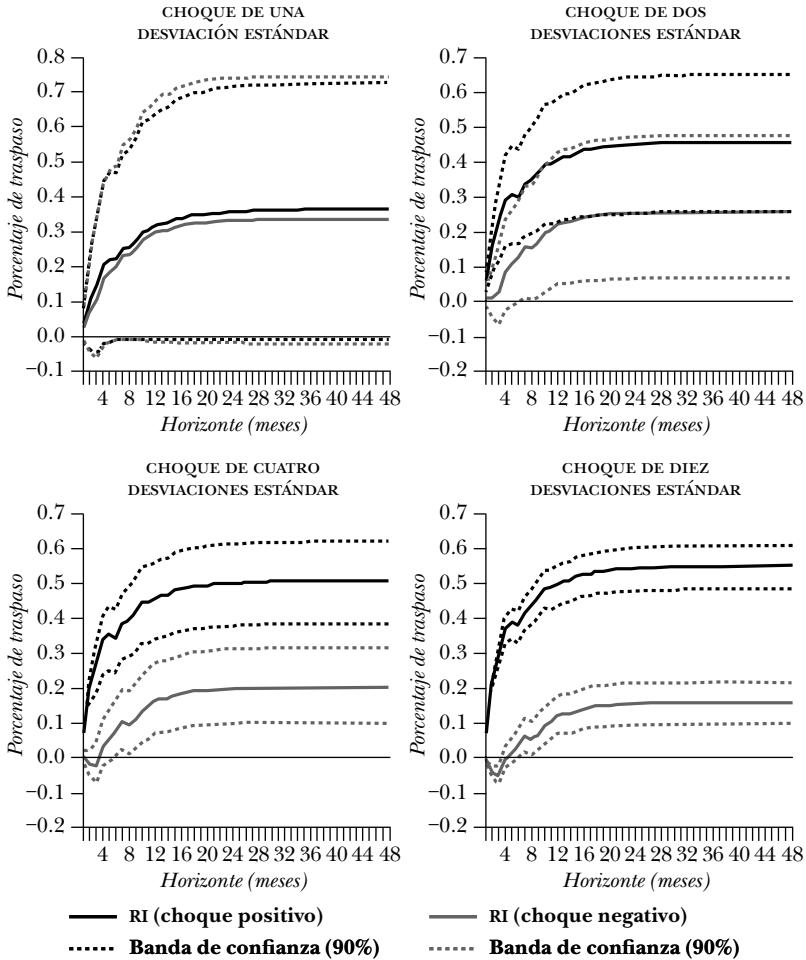
**FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO DE LOS PRECIOS
AL TIPO DE CAMBIO POR TAMAÑO DE CHOQUE**
Modelo bivariado con cinco rezagos



Fuente: elaboración de los autores.

Gráfica A.3

**FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO DE LOS PRECIOS
AL TIPO DE CAMBIO POR TAMAÑO DE CHOQUE**
Modelo trivariado (diferencial de tasas) con cinco rezagos



Fuente: elaboración de los autores.

Bibliografía

- Álvarez, Cristian, y Manfred Esquivel (2016), *Efecto de cambios de precio en materias primas sobre los precios domésticos en Costa Rica, ¿influye el nivel de competencia en los mercados?*, Documento de Investigación, núm. DEC-DIE-06-2016, Banco Central de Costa Rica.
- Bernanke, Ben, Mark Gertler, y Mark Watson (1997), *Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks*, Brookings Papers on Economic Activity, núm. 1, pp. 91-157.
- Choudhri, E., y D. Hakamura (2001), *Exchange Rate Pass Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?*, FMI Working Paper, núm. 01/194.
- Eldstein, Paul, y Lutz Kilian (2007), “The Response of Business Fixed Investment to Changes in Energy Prices: A Test of Some Hypotheses About the Transmission of Energy Price Shocks”, *The B.E. Journal of Macroeconomics*, vol. 7, núm. 1, pp. 1-41.
- Engel, Charles (2002), “Expenditure Switching and Exchange-rate Policy”, en M. Gertler y K. Rogo (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, pp. 231-272.
- Esquivel, Manfred, y José Fabio Gómez (2010), *Asymmetries of the Exchange Rate Pass Through to Domestic Prices: The Case of Costa Rica*, Documento de Investigación, núm. DEC-DIE-043-2010, Banco Central de Costa Rica.
- Gallant, Ronald, Peter E. Rossi, y George Tauchen (1993), “Non-linear Dynamic Structures”, *Econometrica*, vol. 61, núm. 4, pp. 871-907.
- Goldfang, I., y S. Werlang (2000), *The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study*, Working Paper, núm. 5, Banco Central do Brasil.
- Greene, William H. (2003), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, Upper Saddle River, N. J.
- Hamilton, James D. (1996), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Chichester, Reino Unido.
- Kilian, Lutz, y Robert J. Vigfusson (2011), “Are the Responses of the U.S. Economy Asymmetric in Energy Price Increases and Decreases?”, *Quantitative Economics*, vol. 2, pp. 419-453.
- Koop, Gary, M. Hashem Pesaran, y Simon M. Potter (1996), “Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models”, *Journal of Econometrics*, vol. 74, núm. 1, pp. 119-147.

- Lariau, A., M. El Said, y M. Takebe (2016), *An Assessment of the Exchange Rate Pass-through in Angola and Nigeria*, FMI Working Paper, núm. 16/191.
- Leduc, Sylvain, y Keith Sill (2004), “A Quantitative Analysis of Oil Price Shocks, Systematic Monetary Policy and Economic Downturns”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 51, núm. 4, pp. 781-808.
- Lee, Kiseok, Shawn Ni, y Ronald A. Ratti (1995), “Oils Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Volatility”, *Energy Journal*, vol. 16, núm. 39-56.
- León, Jorge, Ana P. Morera, y Welmer Ramos (2001), *El pass through del tipo de cambio: Un análisis para la economía costarricense de 1991 al 2001*, Documento de Investigación, núm. DIE-DM-11-2001-DI, Banco Central de Costa Rica.
- León, Jorge, Bernal Laverde, y Rodolfo Durán (2002), *El pass through del tipo de cambio en los precios de bienes transables y no transables en Costa Rica*, Documento de Investigación, núm. DIE-05-2002-DI, Banco Central de Costa Rica.
- Mendoza, Omar (ed.) (2012), *El efecto transferencia (pass-through) del tipo de cambio sobre los precios de Latinoamérica*, Banco Central de Venezuela, Caracas.
- Mork, Knut A. (1989), “Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton’s Results”, *Journal of Political Economy*, vol. 97, núm. 3.
- Orane, Angelo (2016), *Estimación del traspaso del tipo de cambio hacia distintos componentes el índice de precios al consumidor*, Documento de Investigación, núm. DI-06-2016, Banco Central de Costa Rica.
- Pérez, Fernando J., y Marcos Vega (2016), *Asymmetric Exchange Rate Pass-through: Evidence from Nonlinear SVARs*, Working Paper, núm. 63, Asociación Económica Peruana.
- Potter M., Simon (2000), “Nonlinear Impulse Response Functions”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 24, núm. 10, 1425-1446.
- Przystupa, J., y E. Wróbel (2011), *Asymmetry of the Exchange Rate Pass-through: An Exercise on the Polish Data*, MPRA Paper, núm. 17660, Munich Personal RePec Archive, pp. 1-29.
- Rigobón, Roberto, y Thomas M. Stocker (2009), “Bias from Censored Regressors”, *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 27, núm. 3, pp. 340-353.

- Rodríguez, Adolfo (2009), *Evaluación del modelo lineal de pass-through para la proyección de inflación dentro del régimen de banda cambiaria*, Documento de Investigación, núm. DEC-DIE-DI-07-2009, Banco Central de Costa Rica.
- Segura, Carlos, y José Pablo Vásquez (2011), *Estimación del parámetro de suavizamiento del filtro de Hodrick y Prescott para Costa Rica*, Documento de Trabajo, núm. DEC-DIE-DT 006-2011, Banco Central de Costa Rica.
- Taylor, John B. (2000), “Low Inflation, Pass Through, and the Pricing Power of Firms”, *European Economic Review*, vol. 44, núm. 7, pp. 1389-1408, < [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(00\)00037-4](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(00)00037-4)>.
- Wang, Sheng, and Rufe Guo (2016), “Asymmetric Exchange Rate Pass-through and Monetary Policy in Open Economy”, *Annals of Economics and Finance*, vol. 17, núm 1, pp. 33-53.
- Winkelried, Diego (2003), “¿Es asimétrico el pass-through en el Perú? Un análisis agregado”, VIII Reunión de Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, CEMLA.

Condiciones financieras de las empresas e inversión en América Latina: factores determinantes y medición

*Óscar Carvalho Valencia
Jonathan Barboza Pineda
Ignacio Garrón Vedia*

Resumen

Para nuestra investigación, utilizamos una extensa base de datos de empresas no financieras de diez países latinoamericanos con el fin de evaluar los factores determinantes del apalancamiento y sus dinámicas. Los resultados parecen congruentes con los elementos de las teorías del intercambio (trade-off) y de la elección jerárquica (pecking order). Asimismo, los resultados de la regresión muestran costos de ajuste significativos. Conforme a nuestros resultados, el apalancamiento de una empresa se reduce de modo significativo cuando se prevén aumentos a las tasas de interés y ello ocasiona efectos que se retroalimentan. Observamos también que la reducción de los activos tangibles causa más volatilidad en las tasas de interés que pagan las compañías

Ó. Carvalho <ocarvalho@cemla.org>, subgerente de Investigación Financiera, autor para correspondencia; J. Barboza Pineda <jbarboza@cemla.org>, investigador, CEMLA; e I. Garrón Vedia <igarron@bcb.gob.bo>, economista, Banco Central de Bolivia. Los resultados de este estudio, sus interpretaciones y conclusiones son totalmente responsabilidad de los autores y no necesariamente reflejan la visión del CEMLA, sus miembros, o el Banco Central de Bolivia.

en el futuro. En esencia, cuando separamos las empresas por grado de apalancamiento, parece que tales efectos son más fuertes en aquellas más apalancadas. Dinámicamente, en el caso de las tasas al alza, al parecer hay un mayor riesgo asociado a un apalancamiento más elevado. Nuestros resultados muestran que este efecto se manifiesta en una volatilidad más alta de las tasas de interés y menores niveles de garantía, en una posible liquidación de activos y un desendeudamiento rápido. Los segmentos con más probabilidad de resultar afectados son las empresas medianas y grandes con elevados costos de liquidación e irrecuperables, en particular en el sector de servicios. Las empresas con operaciones en mercados con productos singulares también podrían verse afectadas. Los índices tradicionales de condiciones financieras basados en el mercado podrían complementarse con indicadores corporativos que subyacen en el papel de la garantía, los flujos de efectivo y el riesgo. Con base en tales hallazgos, proponemos y calculamos un índice de condiciones financieras corporativas para la región.

Palabras clave: financiamiento corporativo, empresas latinoamericanas, elección jerárquica, teoría del intercambio, insolvencia.

Clasificación JEL: G3, G30, G31.

Abstract

For our research, we used a large dataset of nonfinancial firms from ten Latin American countries to assess leverage determinants and their dynamics. The results seem to be consistent with elements of both the trade-off and pecking order views. Also, the regression results show the presence of significant adjustment costs. According to our results, a firm's leverage is significantly reduced in the face of rising interest rates, with feed-back effects. Furthermore, we observed that reducing tangible assets induces more volatility in the interest rates paid by firms in the future. Essentially, when we separate firms according to leverage level, it appears that these effects are stronger for the highly leveraged enterprises. Dynamically, in the case of increasing rates, there seems to be more risk associated with higher leverage. Our results show

that this effect is manifested in higher volatility of interest rates and reduced collateral levels, potential asset liquidation and rapid deleveraging. The segments most likely affected are medium size firms and large firms with high costs of liquidation and high sunk costs, especially in the service sector. Firms operating in markets with unique products would also suffer. Traditional market-based indexes of financial conditions could be complemented by corporate indicators underlying the role of collateral, cash flows, and risk. Based on these findings we propose and calculate an index of corporate financial conditions for the region.

Keywords: corporate finance; Latin American firms, pecking order, trade-off theory, financial distress.

JEL classification: G3, G30, G31.

1. INTRODUCCIÓN

Durante el último decenio, los patrones de la intermediación financiera han cambiado drásticamente en las economías emergentes. En primer lugar, ha ocurrido un cambio en las características de la intermediación financiera entre los bancos y el mercado, la fuente principal del fondeo corporativo. Este proceso inició tras la crisis financiera internacional y se dio en paralelo con un incremento de la liquidez en el mundo, producto de la política monetaria no ortodoxa en las economías avanzadas. Por otro lado, muchas economías emergentes cambiaron su fuente de fondeo por los depósitos corporativos (una forma menos estable de financiamiento, casi siempre mediante emisión de deuda), lo que se traduce en una relación estrecha entre el apalancamiento de las empresas no financieras y el financiamiento bancario.

La cantidad total de instrumentos de deuda ha registrado un crecimiento notable, en particular los que están en poder de no residentes. Al mismo tiempo, las economías emergentes se han integrado más en el plano financiero al resto del mundo, sobre todo en lo que concierne a los mercados internacionales

de deuda corporativa. Aunque este fenómeno pudiera parecer deseable, algunos observadores e investigadores del mercado han advertido acerca de posibles obstáculos durante el proceso de reversión en la política monetaria. Por ejemplo, el fácil acceso al financiamiento pudo haber distorsionado las decisiones corporativas sobre la inversión. Asimismo, pudiera darse una discordancia entre la moneda de denominación de los activos y los pasivos. Incluso si las empresas cuentan con cobertura por vía natural o financiera, tal vez sigan expuestas a los cambios en las condiciones financieras internacionales, directamente por choques de tasas de interés o indirectamente por la caída de los precios de productos básicos (Hattori y Takáts, 2015).

Por ejemplo, Fuertes y Serena (2014) analizaron las vulnerabilidades financieras posteriores a la crisis de 2,773 empresas no financieras emisoras de deuda en 36 economías emergentes (EE) entre 2000 y 2014, y no encontraron un empeoramiento drástico de los indicadores financieros en general. Sin embargo, sí encontraron preocupante que en ciertos segmentos hubiera empresas muy apalancadas, con poca rentabilidad promedio de los activos, bajos coeficientes de cobertura de intereses y poca liquidez. Estas tendencias son mundiales, y América Latina no es la excepción. En consecuencia, ahora tal vez es más elevada la exposición de esas empresas a algunos riesgos relacionados con la rentabilidad, el descalce entre las monedas de denominación de los activos y los pasivos, los refinanciamientos y las condiciones en los mercados internacionales.

Para analizar estas cuestiones, en este artículo modelamos los posibles factores determinantes de los coeficientes de apalancamiento de las empresas no financieras utilizando una base de datos por empresa en diez economías latinoamericanas y, posteriormente, evaluamos la influencia de los indicadores a nivel de empresa que reflejan las condiciones financieras del mercado. La investigación más a fondo de estos patrones mostró cómo puede contribuir este modelo a fundamentar la creación de índices de condiciones financieras con mayor frecuencia y mejor calibración, conformados por información financiera y no financiera. Después de este paso, evaluamos

los factores determinantes del apalancamiento en un modelo de datos de panel y estimamos los efectos más dinámicos que tienen las variables usadas para aproximar los factores financieros sobre el apalancamiento de una empresa utilizando un modelo de VAR con datos de panel (Abrigo y Love, 2016; Love y Zicchino, 2006).

En general, nuestros resultados mostraron que los factores determinantes del apalancamiento de las empresas no financieras latinoamericanas son estables entre países, en consonancia con la teoría estándar y otros estudios transversales sobre el tema. Nuestro método más dinámico nos proporcionó evidencia preliminar sobre interacciones significativas entre los factores fundamentales de la estructura de capital de las empresas no financieras y sus valores sustitutos de las condiciones financieras que son robustos. Estos nuevos resultados confirman que los indicadores de las empresas no financieras arrojan información útil para construir índices de condiciones financieras que sean más frecuentes y estén mejor calibrados.

Con este fin, calculamos un índice sencillo de condiciones financieras en el sector corporativo. Ampliamos nuestro análisis dinámico mediante la inclusión de la inversión como una variable endógena en nuestro modelo dinámico de datos de panel. En nuestro ejercicio implícitamente estuvieron representadas las variables financieras en cuanto a su contribución para crear impulsos de inversión real. Al considerar los factores fundamentales en la ecuación de inversión, utilizamos los coeficientes para las variables financieras, como ponderadores en la construcción de un índice de condiciones financieras corporativo.

El resto de este estudio está estructurado como sigue: en la sección 2 evaluamos las publicaciones relacionadas y presentamos nuestras hipótesis de investigación. En la sección 3 se explican los aspectos metodológicos del ejercicio empírico. La descripción de la base de datos se encuentra en la sección 4. Los resultados empíricos están incluidos en la sección 5, para el caso del modelo de panel de VAR con datos financieros, y en la sección 6, en el caso de nuestro modelo de panel para inversión. La sección 7 presenta la conclusión de la investigación.

2. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

De acuerdo con Jensen y Meckling (1976), el comportamiento de una empresa debe verse como un rompecabezas de objetivos contrapuestos en equilibrio, cuyo resultado es un nexo complejo de relaciones contractuales. Los problemas de agencia son de suma importancia para esos equilibrios cuando predomina la asimetría de la información. Los factores determinantes no financieros de los coeficientes de endeudamiento se han modelado conforme a dos teorías dominantes: la del intercambio (*trade-off*) y la de la elección jerárquica (*pecking order*).

Conforme a la teoría del intercambio en su versión estática, el apalancamiento refleja un intercambio óptimo en un solo periodo entre los beneficios de escudos fiscales por endeudamiento y los costos fiscales de la insolvencia ocasionada por un coeficiente de endeudamiento excesivo (DeAngelo y Masulis, 1980; Bradley *et al.*, 1984). Por su parte, de acuerdo con la teoría del intercambio en su versión dinámica, las empresas ajustan dinámicamente sus objetivos, y, al hacerlo, incurren en costos de ajuste a corto plazo, conforme las desviaciones con respecto de los niveles objetivo de apalancamiento individuales van desapareciendo con el tiempo (Flannery y Rangan, 2006; Lemmon *et al.*, 2008; Frank y Goyal, 2007; Huang y Ritten, 2009).

Conforme a la hipótesis de elección jerárquica, los costos de emitir deuda o capital de riesgo sobrepasan a las fuerzas que determinan el apalancamiento óptimo en el modelo de la teoría del intercambio. Para minimizar los costos por información asimétrica y otros costos de financiamiento, las empresas ordenan jerárquicamente sus fuentes de fondeo: primero, financian la inversión con fondos propios (por ejemplo, las utilidades retenidas); luego, con deuda segura; después, con deuda riesgosa; y, por último, con capital (Myers, 1984; Myers y Majluf, 1984). En el cuadro 1 se resumen las implicaciones de diversas variables determinantes del apalancamiento, conforme a las dos teorías contrapuestas.

Una implicación muy importante de la elección jerárquica es que las empresas prefieren financiarse de fuentes internas más que externas. Respecto al financiamiento externo, las empresas preferirían financiarse con deuda que con capital. En este sentido, la variable “déficit de financiamiento interno” (DFI) es bastante relevante, pues indica las necesidades de financiamiento externo de la empresa. Por lo tanto, la mezcla equilibrada de financiamiento para cualquier empresa, en cualquier momento, dependería fundamentalmente de dónde se ubica la empresa en la jerarquía del financiamiento. Con lo anterior, las estimaciones transversales no podrían reflejar los patrones de fondeo óptimos. De hecho, encontramos evidencia que sugiere que el déficit de financiamiento interno es un factor determinante del apalancamiento para las firmas en la región. En la última sección, utilizamos estos resultados para proponer y calcular un índice de condiciones financieras para el sector empresarial en la región.

3. METODOLOGÍA

3.1 Desglose del modelo de coeficiente de endeudamiento

Tal como en otras publicaciones, utilizamos un modelo de ajuste parcial dinámico para registrar el costo de los ajustes y otros factores determinantes del apalancamiento. La introducción de un rezago de la variable dependiente entre las variables del lado derecho de la ecuación crea un problema de endogeneidad porque la variable dependiente rezagada pudiera estar correlacionada con el término de perturbación. Para solucionar este problema, Arellano y Bond (1991) crearon un estimador por el método generalizado de momentos (MGM) en diferencias para los coeficientes en la ecuación mencionada arriba, donde los niveles rezagados de las variables independientes son los instrumentos para la ecuación de primeras diferencias. Por otro lado, Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998) sugieren diferenciar los instrumentos en vez

FACTORES DETERMINANTES DEL APALANCAMIENTO CONFORME A LAS DOS HIPÓTESIS

<i>Variable</i>	<i>Teoría del intercambio</i>	<i>Teoría de la elección jerárquica</i>
Tasa impositiva	Dado que hay un escudo fiscal por endeudamiento, se espera una relación positiva entre la tasa impositiva empresarial y el apalancamiento (Fama y French, 2002).	
Otros escudos fiscales distintos del endeudamiento	Considerando que es un sustituto de los escudos fiscales por endeudamiento, hay una relación negativa entre los escudos fiscales distintos del endeudamiento y el apalancamiento (DeAngelo y Masulis, 1980).	
Rentabilidad	Dado que es más probable que las empresas muy rentables puedan pagar sus deudas, esto justifica una relación positiva entre la rentabilidad y el apalancamiento (Fama y French, 2002). Sin embargo, en un modelo dinámico, la rentabilidad podría representar las oportunidades de crecimiento, por lo que en este contexto la relación es ambigua.	Dado que las empresas podrían verse limitadas debido a problemas de información asimétrica y, por ende, elegir jerárquicamente las fuentes de financiamiento, dando preferencia a las utilidades retenidas, hay una relación negativa entre la rentabilidad y el apalancamiento.
Oportunidades de crecimiento	Dado que las empresas que esperan buenas oportunidades de crecimiento tienen más probabilidades de estar más expuestas a la quiebra y los costos de agencia (y, por lo tanto, tal vez no utilicen grandes cantidades de deuda), existe una relación negativa entre las oportunidades de crecimiento y el apalancamiento (Myers, 1977, 1984; Rajan y Zingales, 1995).	Las empresas con buenas oportunidades de crecimiento deben emprender grandes proyectos de inversión, por lo que su necesidad de financiamiento es más elevada. Cuando agotan los fondos propios, las empresas prefieren financiarse con deuda más que con capital. Por lo tanto, se pronostica una relación positiva entre las oportunidades de crecimiento y el apalancamiento (Shyam-Sunder y Myers, 1999; Ramalho y Silva, 2009).

<p>Valor de la garantía (activos fijos tangibles o intangibles)</p>	<p>Los activos tangibles pueden utilizarse como garantía en caso de quiebra. Por tal motivo, las empresas con activos tangibles tienden a obtener financiamiento externo más fácilmente. En consecuencia, hay una relación positiva esperada entre la tangibilidad y el apalancamiento (Titman y Wessels, 1988; Michaelas <i>et al.</i>, 1999).</p>	<p>Por un lado, los activos tangibles/intangibles pueden utilizarse como garantía, lo que puede ayudar a disminuir los problemas de información asimétrica entre administradores y acreedores (Michaelas <i>et al.</i>, 1999; Sogorb-Mira, 2005). Por el otro lado, Harris y Raviv (1991) argumentan que esto ayuda a que el capital sea menos costoso. Entonces, la relación entre la tangibilidad y el apalancamiento es ambigua.</p>
<p>Tamaño</p>	<p>Las empresas más grandes tienden a incrementar su apalancamiento y a aprovechar los escudos fiscales por endeudamiento (Smith y Stulz, 1985), lo que vuelve más improbable una quiebra (Titman y Wessels, 1988).</p>	<p>Por un lado, como las empresas más grandes tienden a acumular las utilidades retenidas, el endeudamiento se vuelve menos necesario (López-García y Sogorb-Mira, 2008). Por el otro lado, las empresas más grandes tienden a tener menos problemas con la información asimétrica y pueden obtener financiamiento externo en condiciones más favorables (Myers, 1984). Así, la relación entre tamaño y apalancamiento es ambigua.</p>
<p>Antigüedad</p>	<p>Las empresas con más años y mejor reputación tienden a tener costos de financiamiento externo más bajos. Entonces, hay una relación positiva entre la antigüedad y la deuda (Ramalho y Silva, 2009).</p>	<p>Las empresas con más años y mejor reputación tienden a estar en mejor capacidad de retener y acumular ganancias. Con base en lo anterior, se espera una relación negativa entre la antigüedad y el apalancamiento (La Rocca <i>et al.</i>, 2011).</p>
<p>Regresión a la media</p>	<p>Existe un coeficiente de apalancamiento óptimo, en el que los beneficios del escudo fiscal son comparables a los costos de una insolvencia. Cada vez que las empresas se desvían de su coeficiente óptimo, la presencia de costos de ajuste les impide ajustarse totalmente a ese coeficiente. Por lo tanto, ajustan a corto plazo y parcialmente el apalancamiento con miras a acercarse al coeficiente óptimo (López-García y Sogorb-Mira, 2008).</p>	<p>Las empresas con más años y mejor reputación tienden a estar en mejor capacidad de retener y acumular ganancias. Con base en lo anterior, se espera una relación negativa entre la antigüedad y el apalancamiento (La Rocca <i>et al.</i>, 2011).</p>

Cuadro 1 (cont.)

FACTORES DETERMINANTES DEL APALANCAMIENTO CONFORME A LAS DOS TEORÍAS

<i>Variable</i>	<i>Teoría del intercambio</i>	<i>Teoría de elección jerárquica</i>
Déficit de financiamiento interno		Las empresas con elevado déficit de financiamiento interno tienden a valerse más de la emisión de deuda para financiar sus proyectos de inversión. Por lo tanto, se presenta una relación positiva entre el déficit de financiamiento interno y el apalancamiento.
Volatilidad de las ganancias	Respecto a los valores paramétricos razonables, Bradley <i>et al.</i> (1984) señalan que el apalancamiento óptimo de una empresa es una función decreciente de la volatilidad de sus ganancias.	Cuando los flujos netos de efectivo son bajos, es más probable que las empresas con flujos netos de efectivo más volátiles paguen menos dividendos y tengan un menor apalancamiento (Fama y French, 2002).
Singularidad	Los clientes, trabajadores y proveedores de las empresas que producen productos únicos o especializados probablemente sufren de costos relativamente elevados (impuestos por la empresa) en caso de una liquidación. Este atributo tal vez está relacionado negativamente con la deuda observada, dada su correlación con los escudos fiscales por medios distintos del endeudamiento y con las garantías.	
Clasificación del sector	Las empresas que fabrican maquinaria y equipo deberían financiarse relativamente menos, dado que la liquidación les resulta relativamente costosa.	

Fuentes: Titman y Wessels (1988), Frank y Goyal (2007, 2008), y Serrasqueiro y Caetano (2015).

de las variables independientes con el fin de volverlos exógenos a los efectos fijos. Esto lleva a las diferencias entre el MGM y el estimador MGM para sistemas, que es una estimación conjunta de la ecuación en niveles y en primeras diferencias. Por tanto, usamos estimadores MGM para sistemas de dos etapas, con el error estándar corregido de Windmeijer (2005).

3.2 Análisis de cómo influyen las condiciones financieras en el modelo de coeficientes de endeudamiento

Además, considerando los resultados del modelo con ajuste parcial anterior examinamos el efecto de las condiciones financieras sobre los coeficientes de apalancamiento de equilibrio en un marco más dinámico. Este método trata todas las variables como endógenas (VAR) e incorpora al conjunto de datos la heterogeneidad individual no observada. Así, se presentan los resultados de las estimaciones del panel VAR y las funciones de respuesta al impulso correspondientes.

Con base en la metodología del MGM para sistemas de variables instrumentales sugerido por Love y Zicchino (2006) y Abrigo y Love (2015), estimamos un panel VAR de primer orden como sigue:

$$Y_{it} = \Theta_1 Y_{it-1} + d_i^F + d_{c,t}^C + e_{it},$$

donde, Y_{it} y Y_{it-1} son vectores (5×1) de variables (rentabilidad, tangibilidad, apalancamiento, escudo fiscal y un indicador sustituto de las condiciones financieras) de la empresa i , en un momento t y $t-1$, respectivamente; θ es la matriz (5×5) de coeficientes que son homogéneos para todas las empresas; f_i , denota los efectos fijos por empresa y $d_{c,t}$ son los efectos por país que son homogéneos para cada empresa en un país c en un periodo t . Finalmente, e_{it} , es el vector de distorsiones de ruido blanco respectivo.

Al eliminar f_i mediante diferenciación crearíamos correlación entre las variables dependientes rezagadas, generando sesgos en los estimadores. Asimismo, la especificación incluye los efectos por país d_{ct} para considerar los choques macro específicos por país que tienen efecto sobre todas las empresas en el país c en un mismo periodo, lo cual, a su vez, podría crear sesgos de los estimadores. Así, siguiendo a Love y Zicchino (2006), realizamos una doble estandarización de las variables utilizadas en el panel VAR para eliminar los términos los efectos de f_i y de d_{ct} . Primero, con respecto a los efectos por país, restamos las medias de cada variable para cada país y año. Luego, aplicamos el procedimiento de Helmert a cada variable para una diferenciación de la media adelantada (Arellano y Bover, 1995). Este método remueve las medias de todas las observaciones futuras disponibles de los regresores, de manera que la ortogonalidad se preserve entre las variables transformadas y los regresores rezagados.

Del mismo modo, siguiendo a Abrigo y Love (2016), aplicamos una prueba de la causalidad de Granger para cada ecuación del panel VAR, con el fin de verificar el orden empírico del VAR. Como en los modelos VAR estándar, verificamos la presencia de autovalores fuera del círculo unitario con el fin de evaluar la estabilidad del sistema del panel VAR. Además, mostramos las funciones de respuesta al impulso de Cholesky y las descomposiciones de la varianza del error de pronóstico. Luego, utilizamos la evidencia de la prueba de causalidad de Granger-Wald para realizar el ordenamiento de las variables en las descomposiciones de Cholesky. Los intervalos de confianza para los ejercicios de respuesta al impulso se generaron mediante una simulación de Monte Carlo de $\hat{\theta}$ y su correspondiente matriz de varianza-covarianza estimada. Presentamos intervalos de confianza al 90% con 1,000 repeticiones. Por último, para la construcción de un índice de condiciones financieras en la última sección de este estudio, ampliamos nuestro

modelo de panel con el fin de incorporar las dinámicas de la inversión y el papel de las condiciones financieras.¹

4. DATOS

Los datos que utilizamos en este estudio provinieron de la base de datos sobre empresas proporcionado por Orbis Bureau van Dijk para diez países latinoamericanos: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, México, Perú, Uruguay y Venezuela. Después de limpiar los datos de valores inusitados o incongruentes se obtiene la información sobre el balance general de 10,005 empresas en 17 sectores económicos entre 2006 y 2015. Después, agrupamos esos sectores en manufacturas, servicios, sector primario, servicios básicos y sector público.² Contamos, en promedio, con aproximadamente 2.03 años de observaciones de cada una de las 10,005 empresas (20,315 observaciones). La gráfica 1 muestra las distribuciones del apalancamiento para los 17 sectores representados en nuestra muestra. Es de destacar que, como se refleja en nuestros resultados, los patrones sectoriales son un factor determinante evidente del apalancamiento. Para el ejercicio con el VAR de datos, se utiliza un subconjunto de datos que abarca 1,939 empresas con información para un periodo promedio es de 5.92 años. Dependiendo de las variables utilizadas en la regresión, el número de observaciones podría reducirse. Los cuadros A.1 y A.2 en el anexo A muestran las medidas estadísticas de la muestra.

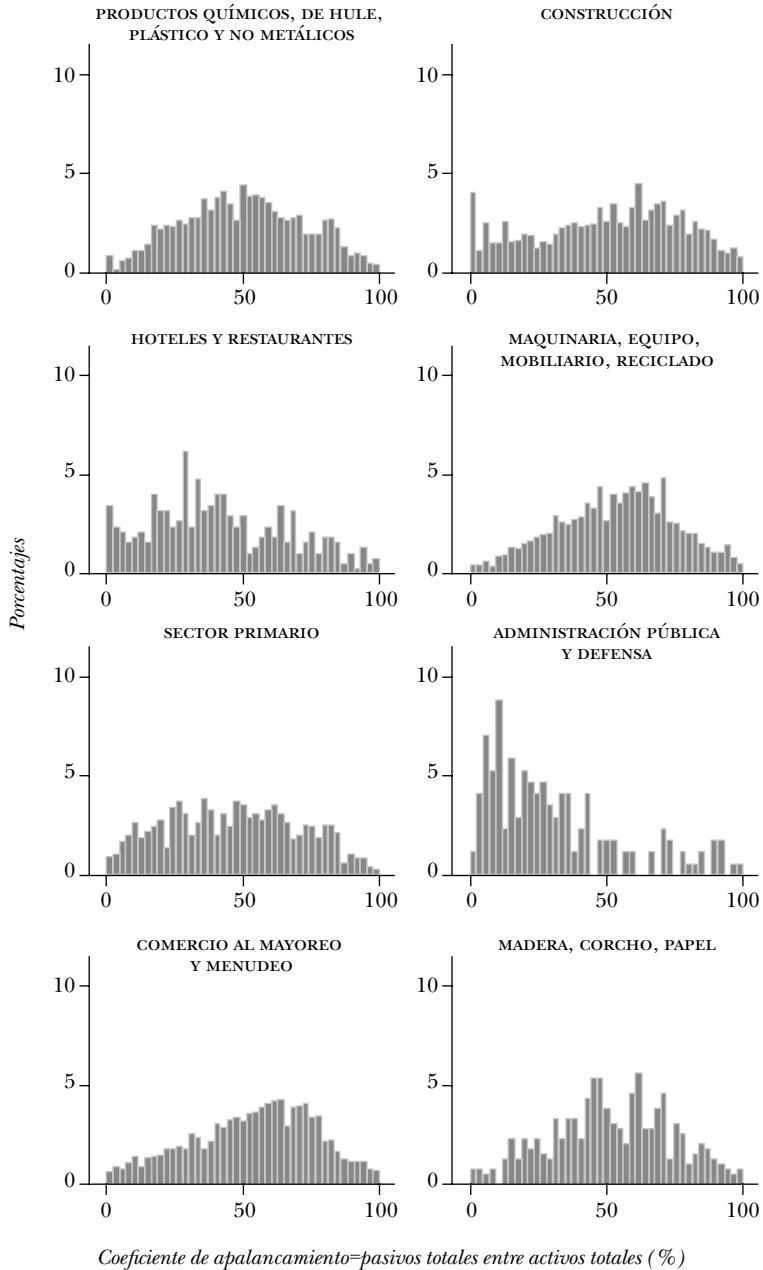
¹ Todos los cálculos se realizaron con los siguientes comandos creados por usuarios de Stata que desarrollaron Abrigo y Love (2015): *pvar*, *pvarsoc*, *pvargranger*, *pvarirf* y *pufeved*.

² En los cuadros solamente mostramos los resultados para los sectores de manufactura, servicios y primario, el grueso de nuestra muestra.

Gráfica 1

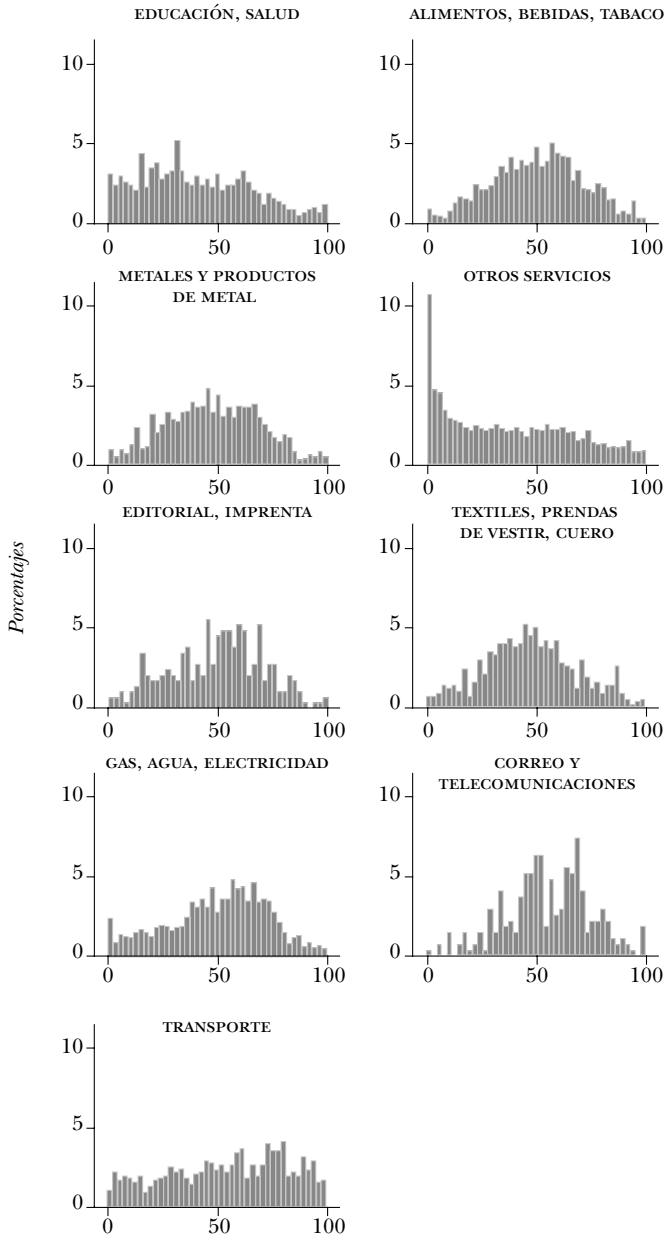
DISTRIBUCIONES DE APALANCAMIENTO POR SECTORES

Muestra general, 2006-2015



DISTRIBUCIÓN DEL APALANCAMIENTO POR SECTORES

Muestra general, 2006-2015



Coeficiente de apalancamiento = pasivos totales entre activos totales (%)

5. RESULTADOS

Los cuadros B.1 y B.2³ muestran los resultados de la estimación del MGM para sistemas de Blundell-Bond para los factores determinantes del apalancamiento en los sectores manufacturero, de servicios y primario.⁴ De manera similar a otros estudios sobre finanzas corporativas, los resultados obtenidos parecen ser congruentes con los elementos de las dos teorías principales (Rajan y Zingales, 1995). Los resultados de la regresión muestran la presencia de costos de ajuste significativos. La velocidad de ajuste de las empresas disminuye en la medida que tienen niveles objetivo no observables. Esto sería congruente con la teoría del intercambio dinámico. Cierta evidencia adicional que sustenta la teoría del intercambio la proporcionan los resultados de la variable de escudo fiscal, que está correlacionada positivamente con el apalancamiento.

Para las empresas de manufactura y las de servicios, el coeficiente de activos tangibles a activos totales está correlacionado negativamente con el apalancamiento. Asimismo, se encontró que los activos tangibles se encuentran correlacionados con las oportunidades de crecimiento.

Por otro lado, estos activos pueden utilizarse como garantía. Así que esta evidencia parece sustentar tanto la hipótesis del intercambio como la de elección jerárquica. Asimismo, nuestros resultados sugieren que las empresas medianas de manufacturera y de servicios tienden a encontrarse mucho más apalancadas que las empresas pequeñas, mientras que las empresas grandes y muy grandes en el sector de servicios se encuentran mucho más apalancadas que sus contrapartes en el grupo de empresas medianas (ver el anexo A.3 para una descripción de las variables). Esto concuerda con la teoría del intercambio

³ En lo sucesivo, los cuadros estadísticos que no se encuentran en el texto principal están disponibles en el anexo B.

⁴ En el cuadro B.2 utilizamos la rentabilidad promedio del activo (ROAA) como medida de los efectos del flujo de efectivo, en vez de nuestra variable de déficit de financiamiento interno (DFI).

y con Myers (1984). Respecto al indicador de singularidad,⁵ encontramos que afecta positiva y significativamente el grado de apalancamiento sólo en el caso de las empresas en los sectores primario y de servicios, lo que es contrario a la teoría del intercambio. La singularidad, como señalan Gilchrist *et al.* (2015), es crítica para entender la capacidad de una empresa para subir sus precios; por lo tanto, está relacionada con la insolvencia durante los episodios de choques agregados. Las empresas que producen productos únicos son más vulnerables a los choques de tasas de interés cuando están muy apalancadas, dado que tienden a gozar de menos flexibilidad para subir sus precios.

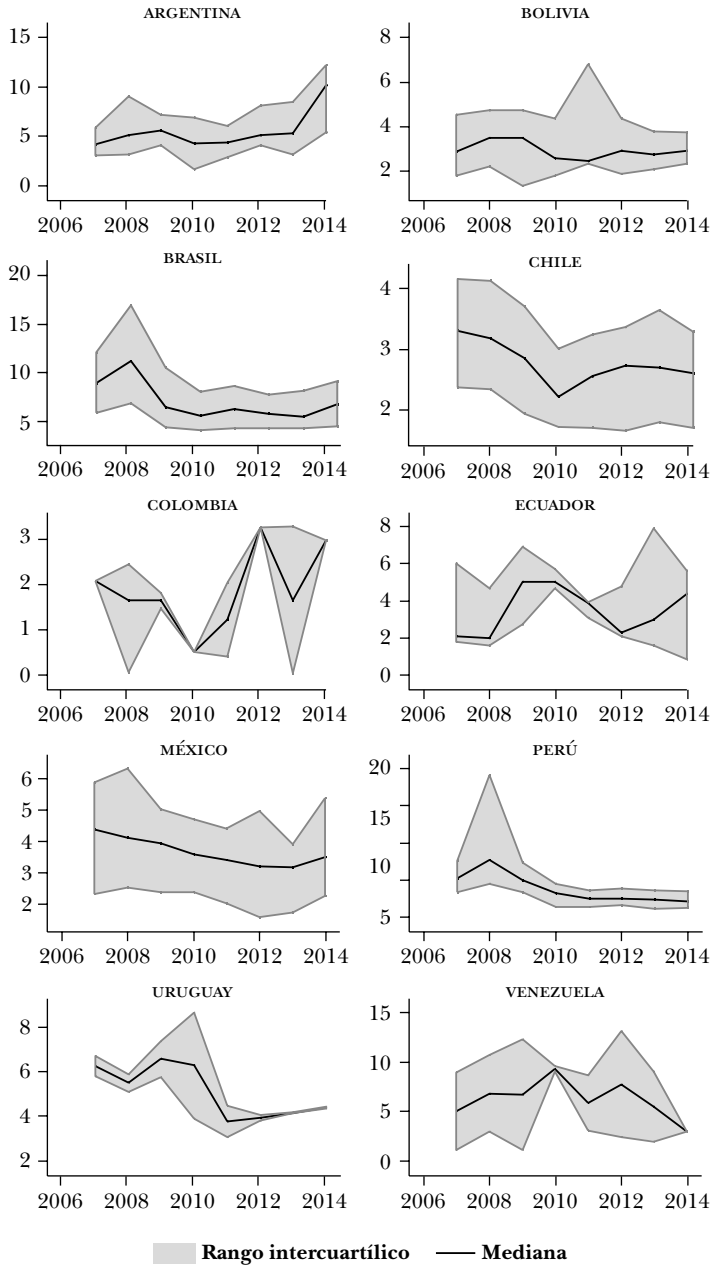
Las estimaciones de tres variables son bastante congruentes con la hipótesis de elección jerárquica: el déficit de financiamiento interno, nuestra variable ficticia que es igual a uno si las empresas están enlistadas en el mercado de valores o cero en caso contrario, y la variable de rentabilidad (o rentabilidad promedio de los activos, ROAA). El apalancamiento es más elevado para las empresas con un déficit de financiamiento interno más elevado. Por una parte, las empresas que cotizan en bolsa o aquellas con una rentabilidad más elevada tienen coeficientes de apalancamiento más bajos, así como las empresas más pequeñas, por lo que también son congruentes con esta hipótesis.

Para examinar la posibilidad de endogeneidad múltiple de los regresores, nuestra estrategia empírica también incluye la estimación de paneles VAR y de funciones de respuesta

⁵ La singularidad, medida como costo de los bienes vendidos a ingreso operativo, está relacionada con el grado en el que el mercado para un bien depende de retener una base de clientes significativa. En ese sentido, las empresas asignan recursos de comercialización y ventas para transmitir la naturaleza especial y única de su producto. Por lo anterior, la base de clientes se convierte en un activo valioso en este tipo de mercados y la competencia de precios desempeña un papel secundario.

Gráfica 2

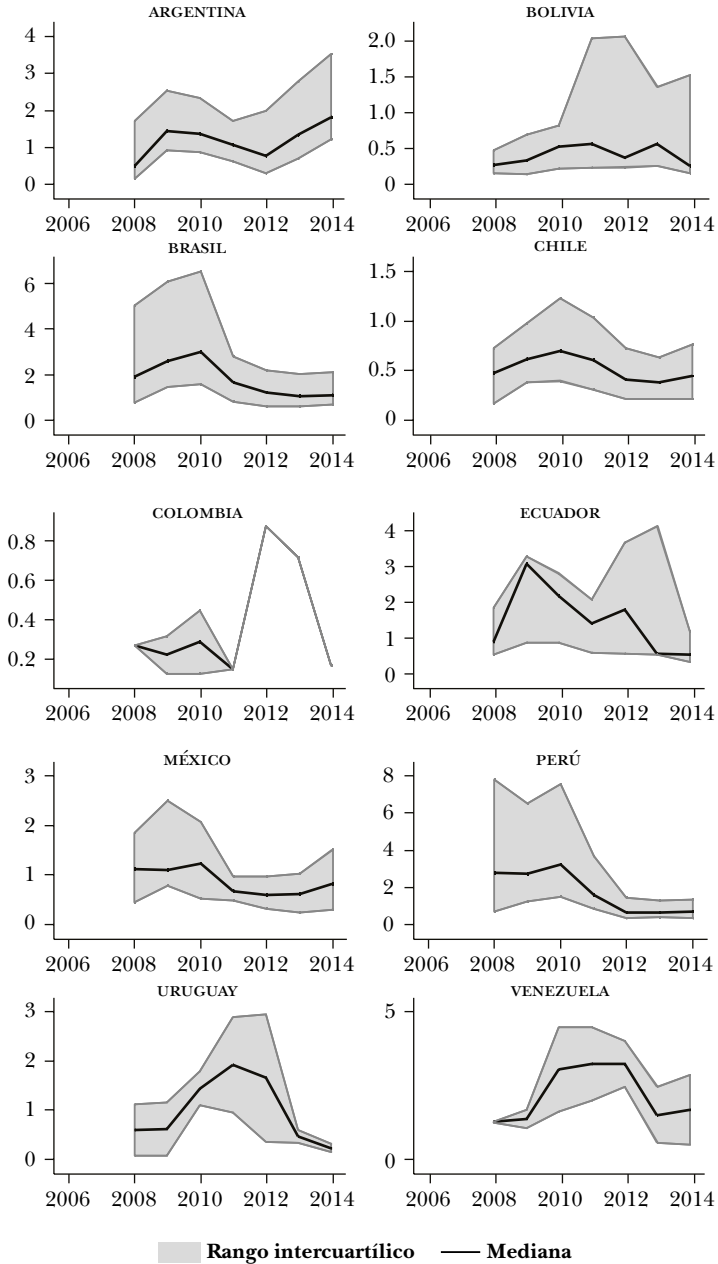
EVOLUCIÓN DE LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA
PROMEDIO Y ENTRE CUARTILES, POR PAÍS



Gráfica 3

VOLATILIDAD PROMEDIO Y ENTRE CUARTILES

Desviación estándar móvil de tres años de la tasa de interés implícita



al impulso para una submuestra de empresas con series de tiempo de mayor extensión.

En este sentido, en la medida de lo posible reproducimos las especificaciones previas, tomando en cuenta las condiciones de estabilidad del panel VAR. Luego, aumentamos las regresiones en dos variables para mostrar los efectos de las condiciones financieras en cada empresa. En un caso, incluimos la tasa de interés implícita del año previo pagada sobre los pasivos. En el otro caso, calculamos la desviación estándar móvil de dicha tasa para una media móvil de tres años. Las gráficas 2 y 3 muestran la evolución de la mediana y los rangos intercuartílicos para las tasas de interés implícitas y su desviación estándar para los diez países analizados. La mayoría de ellos han experimentado episodios de alta volatilidad y niveles elevados de tasas de interés, sobre todo justo después de la crisis financiera internacional.

El cuadro 2 muestra los resultados del panel VAR para la variable de tasa de interés. En el cuadro 3 y la gráfica 4 se muestran la descomposición de la varianza y las respuestas al impulso correspondientes. Nuestros resultados sugieren la presencia de causalidad bidireccional entre las tasas de interés y el apalancamiento. Las tasas de interés del año previo reducen el apalancamiento en un momento t , mientras que un aumento en el apalancamiento del año previo reduce la tasa futura cobrada sobre los pasivos de una empresa. Las funciones de respuesta al impulso muestran que un choque que aumenta el apalancamiento tienden a tener efectos negativos y significativos sobre la tasa de interés futura durante cerca de cuatro años, mientras que un choque que aumenta la tasa de interés implícita tiene efectos negativos y significativos sobre el apalancamiento durante cerca de cinco años (gráfica 4).

Cuando se incluye la volatilidad (desviación estándar) de la tasa de interés implícita como un componente endógeno del panel VAR (cuadro 4), encontramos que las empresas con mayores garantías (activos tangibles) se enfrentan con una volatilidad de la tasa de interés más baja. Asimismo, con esta

Cuadro 2

**AUTORREGRESIÓN VECTORIAL CON DATOS
DE PANEL (ESTIMACIÓN DEL MGM) PARA LOS FACTORES
DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO CORPORATIVO
Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA PREVIA COMO VALOR
SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS**

<i>Respuesta a</i>				
<i>Respuesta de</i>	<i>ROAA (t-1)</i>	<i>Apalancamiento (t-1)</i>	<i>Tangibilidad (t-1)</i>	<i>Tasa de int. implícita (t-1)</i>
ROAA (t)	0.3744 ^c (0.0686)	0.0609 (0.0379)	-0.0417 (0.0346)	0.0004 (0.0331)
Apalancamiento (t)	-0.1891 (0.0793)	0.8051 ^c (0.0644)	-0.0135 (0.0607)	-0.0857 ^a (0.0459)
Tangibilidad (t)	-0.1252 (0.0777)	-0.0660 (0.0769)	0.8286 ^c (0.0837)	-0.0910 (0.0587)
Tasa de interés implícita (t)	0.0291 (0.0432)	-0.1209 ^c (0.0378)	-0.0005 (0.0311)	0.2944 ^b (0.1157)
Escudo fiscal (t)	0.0601 ^b (0.0240)	-0.0042 (0.0156)	0.0126 (0.0142)	-0.0034 (0.0103)

Número de observaciones (N): 2,400

Número de empresas (N): 669

Número promedio de años: 3.587

Criterio final Q del MGM (b): 7.52E-34

Matriz de ponderaciones iniciales: identidad

Matriz de ponderaciones del GMM: robusto

^a $p < 0.10$, ^b $p < 0.05$, ^c $p < 0.01$. Los errores estándar están entre paréntesis. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización adelantada sugerida por Arellano y Bover (1995) mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada país-año. Este panel VAR satisface la condición de estabilidad propuesta por Hamilton (1994) y Lütkepohl (2005).

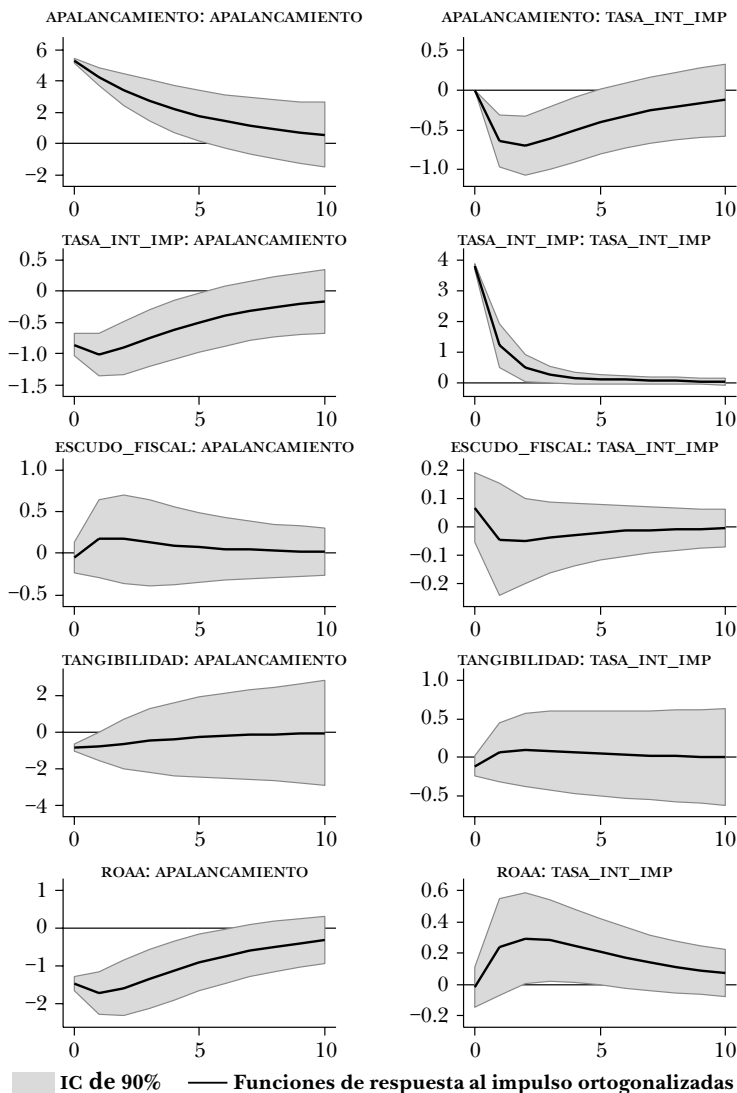
Cuadro 3

**DESCOMPOSICIÓN DE VARIANZA DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL
CON DATOS DE PANEL PARA LOS FACTORES DETERMINANTES
DEL FINANCIAMIENTO CORPORATIVO Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA
PREVIA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS**

<i>Variable de la respuesta</i>	<i>Variable del impulso</i>				
	<i>ROAA</i>	<i>Tangibilidad</i>	<i>Escudo fiscal</i>	<i>Tasa de int. implícita</i>	<i>Apalancamiento</i>
ROAA	0.8911	0.0508	0.0086	0.0017	0.0477
Tangibilidad	0.0271	0.9515	0.0001	0.0012	0.0201
Escudo fiscal	0.2379	0.0160	0.7457	0.0002	0.0003
Tasa de interés implícita	0.0213	0.0023	0.0006	0.8721	0.1036
Apalancamiento	0.1293	0.0239	0.0010	0.0427	0.8030

El porcentaje de variación de la variable en la fila (diez años hacia adelante) está explicado por la variable en la columna. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización adelantada sugerida por Arellano y Bover (1995) mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada país-año. Las variables se ordenaron siguiendo los criterios de la prueba de causalidad Granger-Wald.

**RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN DE VECTOR
DEL PANEL PARA LOS FACTORES DETERMINANTES
DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA
PREVIA COMO VALOR SUSTITUTOS DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS**



Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

especificación, el apalancamiento más alto previo parece estar asociado con una rentabilidad futura más alta (ROAA). Como se muestra en la funciones de respuesta al impulso (gráfica 5), un choque que aumenta el apalancamiento tienen un efecto negativo inmediato sobre la rentabilidad, que se compensa más adelante con un incremento significativo en el segundo año y que se extiende hasta cerca del quinto año.

En general, nuestros resultados parecen indicar que el apalancamiento resulta afectado por las tasas de interés previas, un resultado obvio, pero con efectos que se retroalimentan. Por el contrario, los valores de la garantía parecen ser factores determinantes importantes de la volatilidad futura de tasas de interés que enfrentan las empresas. Como muestran los resultados de descomposición de la varianza (cuadro 3), alrededor del 10% de la varianza del interés implícito se explica por el apalancamiento. Asimismo, la tangibilidad de los activos explica alrededor del 45% de la varianza de la volatilidad de las tasas de interés (cuadro 5). Las respuestas al impulso por el efecto de las tasas de interés previas sobre el apalancamiento duran por lo menos cinco años. El efecto de la causalidad inversa tiene una duración similar. Por su parte, el efecto de la tangibilidad de la volatilidad futura de las tasas de interés también dura cinco años (gráfica 5).

También analizamos los efectos de umbral en la distribución del apalancamiento dividiendo las empresas en aquellas encima de la mediana promedio y aquellas debajo de la mediana promedio. Los resultados se muestran en los cuadros B.3-B.4 y las gráficas B.1 y B.2,⁶ en el caso de las tasas de interés implícitas previas, mientras que los cuadros B.5-B.6 y las gráficas B.3 y B.4 muestran los resultados de la volatilidad de las tasas de interés implícitas.

La primera parte de la gráfica B.3 presenta las estimaciones del panel var para las empresas cuyo coeficiente

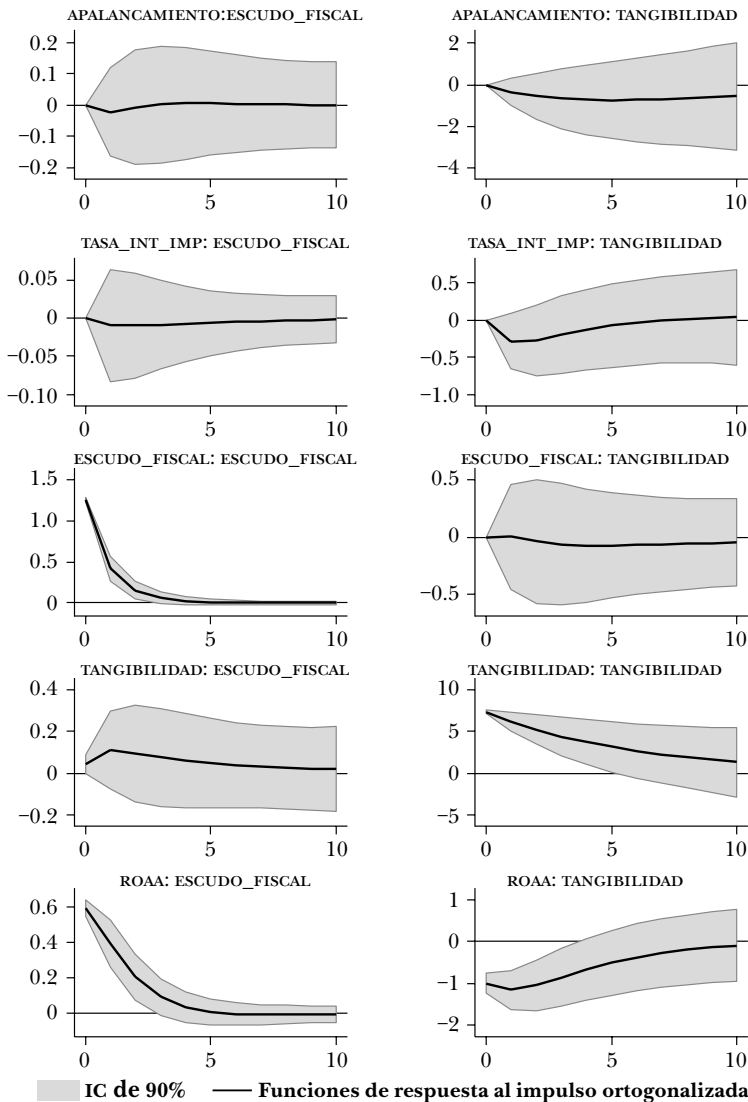
⁶ En adelante, las gráficas no se incluyen dentro del texto principal del artículo sino en el anexo B.

de apalancamiento medio es inferior a la mediana y donde se reproduce la relación causal bidireccional entre el apalancamiento y la tasa de interés implícita encontrada en el modelo de base. De manera indistinta, los resultados para el grupo de empresas muy apalancadas se presentan en la parte inferior del cuadro B.3. En oposición de las empresas menos apalancadas, en el caso de las empresas muy apalancadas el efecto de retroalimentación entre las tasas de interés implícitas ya no se mantiene, puesto que sólo el apalancamiento rezagado un año repercute en la tasa de interés implícita de manera significativa y negativa. Importante también es el hecho de que, para este grupo de empresas, las tasas de interés implícitas están asociadas negativamente con la garantía futura medida por la tangibilidad, lo que significa que un incremento en las tasas previas reduce de manera significativa los activos tangibles de la empresa en los cinco años siguientes (con respecto a las funciones de respuesta al impulso presentadas en la gráfica B.2). Suponemos que este resultado se deriva de que las empresas que ya están muy apalancadas tienden a encarar efectos de precios relevantes en sus balances generales cuando las tasas de interés aumentan, y, además, se ven inducidas a liquidar sus posiciones de activos cuando enfrentan choques de tasas de interés.

En relación con las funciones de respuesta al impulso para las empresas muy apalancadas, la rentabilidad futura crece de modo notable a partir del segundo año después de que aumenta el apalancamiento, hasta aproximadamente el quinto año (gráfica B.2). A su vez, un choque positivo de la tasa de interés implícita en el año t conlleva una disminución significativa de los valores de la garantía futuros, en tanto se encuentra que la garantía misma causa un aumento en la volatilidad futura de la tasa (como se muestra al inicio del cuadro B.5, para las empresas muy apalancadas). Este hecho constituye una espiral negativa en la que se deterioran todavía más las condiciones financieras para las empresas. El mecanismo compensatorio para poner fin a este proceso dañino parece entrar en acción

Gráfica 4 (cont.)

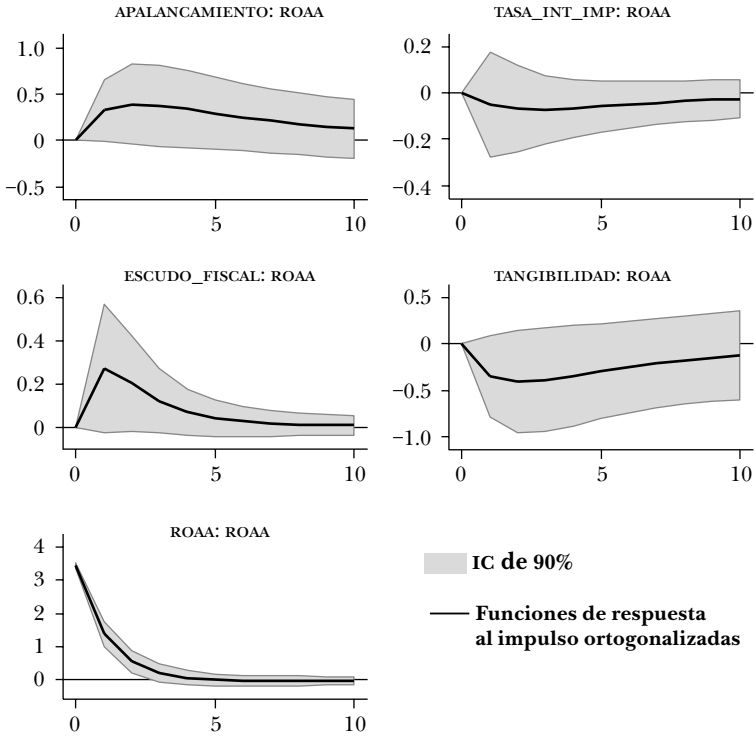
**RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN DE VECTOR
DEL PANEL PARA LOS FACTORES DETERMINANTES
DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA
PREVIA COMO VALOR SUSTITUTOS DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS**



Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

Gráfica 4 (cont.)

**RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL
DEL PANEL PARA LOS FACTORES DETERMINANTES
DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA
PREVIA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS**



Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

Cuadro 4

**AUTORREGRESIÓN VECTORIAL CON DATOS DE PANEL
(ESTIMACIÓN DEL MGM) PARA LOS FACTORES DETERMINANTES
DEL FINANCIAMIENTO CORPORATIVO Y LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR
MÓVIL DE TRES AÑOS DE LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA PREVIA
COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS**

<i>Respuesta de</i>	<i>Respuesta a</i>				
	<i>ROAA</i>	<i>Apalancamiento</i>	<i>Tangibilidad</i>	<i>D.E. de la tasa de int. implícita</i>	<i>Escudo fiscal</i>
	<i>(t-1)</i>	<i>(t-1)</i>	<i>(t-1)</i>	<i>(t-1)</i>	<i>(t-1)</i>
ROAA (t)	0.3420 ^c (0.0790)	0.1058 ^b (0.0457)	-0.0330 (0.0472)	-0.0006 (0.0675)	-0.0398 (0.2213)
Apalancamiento (t)	-0.1181 (0.1049)	0.7694 ^c (0.0775)	-0.0470 (0.0782)	-0.0662 (0.0906)	-0.0626 (0.3259)
Tangibilidad (t)	-0.1359 (0.1172)	-0.0889 (0.0890)	0.8497 ^c (0.1093)	-0.0315 (0.0938)	0.0724 (0.3358)
Desviación estándar de la tasa de interés implícita (t)	0.0105 (0.0293)	-0.0120 (0.0208)	-0.0586 ^c (0.0224)	0.8131 ^c (0.0940)	0.0742 (0.0680)
Escudo fiscal (t)	0.0334 (0.0321)	-0.0071 (0.0194)	-0.0011 (0.0214)	-0.0104 (0.0176)	0.3727 ^c (0.1208)

Número de observaciones (N): 1,745

Número de empresas (N): 537

Número promedio de años: 3.25

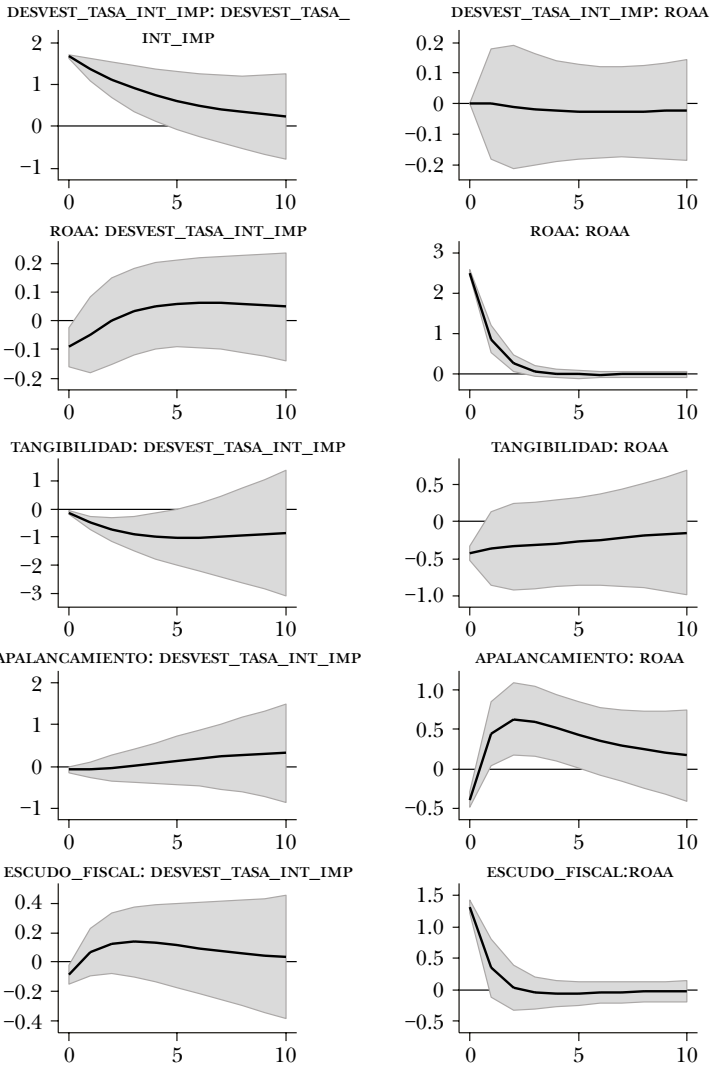
Criterio final Q del MGM (b): 4.24e-34

Matriz de ponderaciones iniciales: identidad

Matriz de ponderaciones del GMM: robusta

^a $p < 0.10$, ^b $p < 0.05$, ^c $p < 0.01$. Los errores estándar están entre paréntesis. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización adelantada sugerida por Arellano y Bover (1995) mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada país-año. Este panel VAR satisface la condición de estabilidad propuesta por Hamilton (1994) y Lütkepohl (2005).

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DEL PANEL PARA LOS FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR MÓVIL DE TRES AÑOS DE LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS

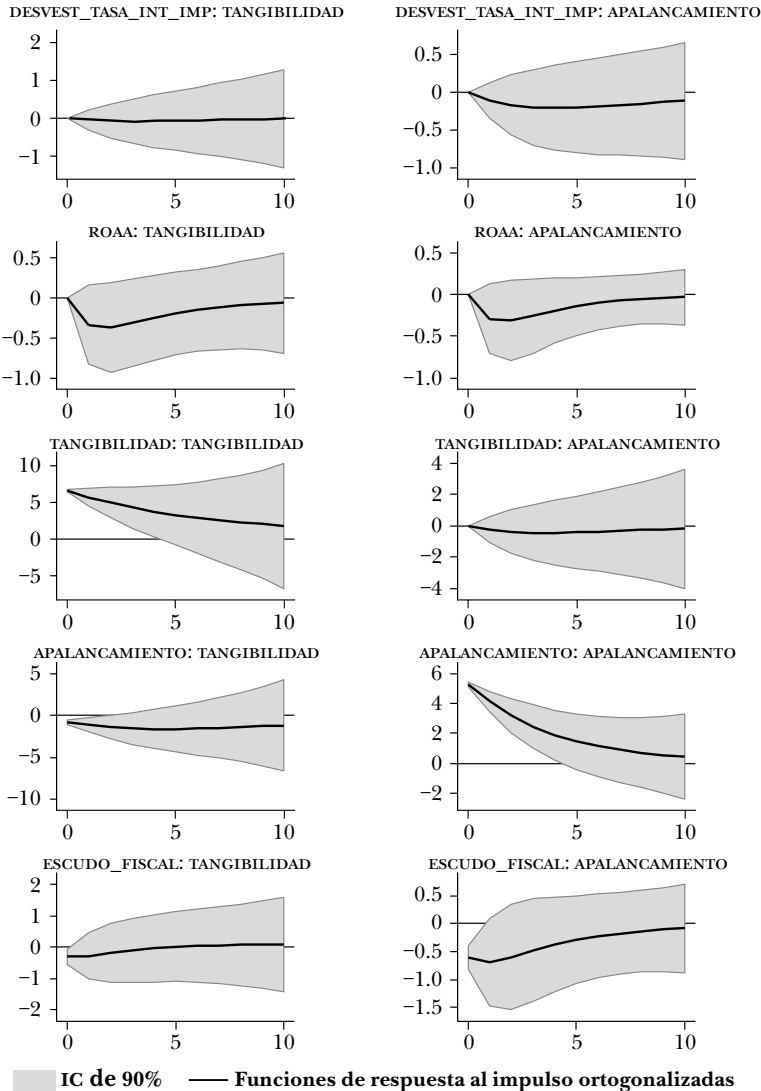


■ IC de 90% — Funciones de respuesta al impulso ortogonalizadas

Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

Gráfica 5 (cont.)

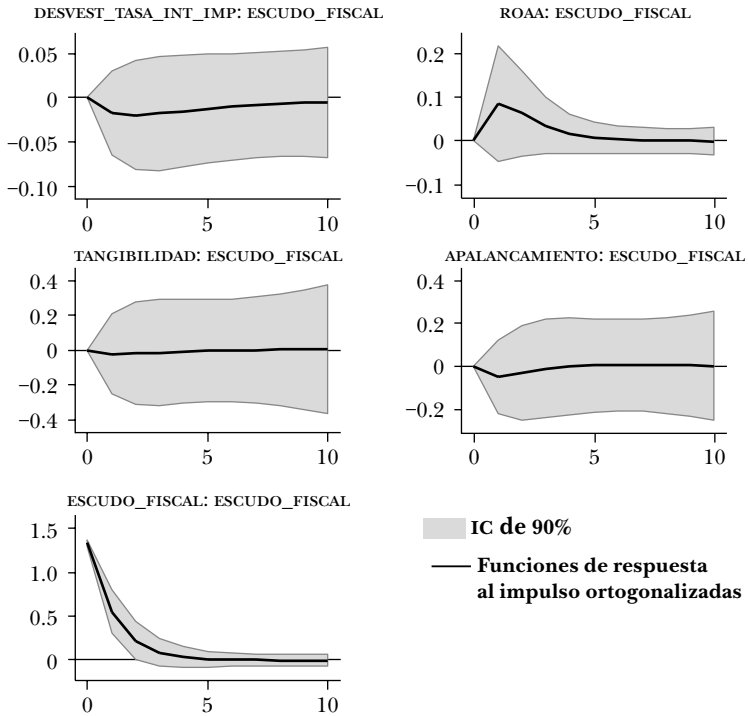
RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DEL PANEL PARA LOS FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR MÓVIL DE TRES AÑOS DE LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS



Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

Gráfica 5 (cont.)

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DEL PANEL PARA LOS FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR MÓVIL DE TRES AÑOS DE LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS



Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

con un apalancamiento y una rentabilidad más bajos, cuando las empresas entran en un nuevo ciclo de apalancamiento. Esto se refleja en el coeficiente negativo y significativo de la rentabilidad rezagada sobre el apalancamiento futuro.

6. UN ÍNDICE AGREGADO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS DEL SECTOR CORPORATIVO PARA DIEZ PAÍSES LATINOAMERICANOS

En esta sección, ampliamos nuestro análisis previo incluyendo la inversión como una variable endógena en nuestro modelo de panel VAR (PVAR). La representación de variables financieras por su contribución con miras a crear impulsos de inversión reales estuvo implícita en nuestro ejercicio. Al considerar los factores fundamentales en la ecuación de inversión, utilizamos coeficientes para las variables financieras, como cargas factoriales en la construcción de un índice de condiciones financieras del sector corporativo.

Los supuestos para nuestro índice propuesto provienen de las publicaciones sobre medición de la inversión real a nivel micro. Las dinámicas de inversión dentro de un PVAR a nivel de empresa se han estimado mediante la inclusión de variables financieras (Love y Zicchino, 2006; Gilchrist y Himmelberg, 1998). Love y Zicchino (2006) estimaron un PVAR de inversión a nivel de empresa de 36 países. En su modelo, incluyeron *factores fundamentales* como una medida de la productividad marginal del capital y la q de Tobin. Su variable de factores financieros está representada por los flujos de efectivo ajustados a escala por el capital. Por lo tanto, su ejercicio consiste en determinar la función dinámica de la inversión que está aumentada por la variable financiera. Encontraron que el efecto de fricción de la variable financiera sobre la inversión puede ser de mayor magnitud para el grupo de países cuyo sistema financiero está menos desarrollado. Asimismo, distintos estudios han analizado la elasticidad de la inversión con respecto al flujo de efectivo y otras variables financieras, generalmente

con conjuntos de datos estáticos o dinámicos (Gomes, 2001; Balfoussia y Gibson, 2016; Hernando y Martínez-Carrascal, 2008). En particular, Hernando y Martínez-Carrascal (2008) analizan el impacto de mediciones alternativas de las condiciones financieras de las empresas sobre la inversión utilizando una gran base de datos de empresas españolas para el periodo entre 1985 y 2001. Ellos utilizaron los coeficientes estimados de la ecuación de inversión como ponderadores en la construcción de un índice de condiciones financieras del sector corporativo. Tal como Hernando y Martínez-Carrascal (2008), estimamos un modelo de inversión con corrección de errores, conforme sugieren Bond *et al.* (1999). Seguimos esta misma metodología para construir nuestro índice de condiciones financieras del sector corporativo.

En este sentido, estimamos un modelo dinámico de panel mediante el método generalizado de momentos (MGM) para sistemas por empresa suponiendo la existencia de efectos fijos temporales, μ_t , a nivel de país, τ_k , y por sectores económicos, γ_f , lo cual puede expresarse de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} = & \rho_1 \left(\frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \right) + \omega_0 \Delta y_{it} + \omega_1 \Delta y_{i,t-1} + \theta(k-y)_{i,t-2} + \beta_0 Lev_{it} + \\ & + \beta_1 Lev_{i,t-1} + \beta_2 CDI_{it} + \beta_3 CDI_{i,t-1} + \beta_4 (Zcal)_{it} + \beta_5 (Zcal)_{i,t-1} + \\ & + \beta_6 (DFI)_{it} + \beta_7 (DFI)_{i,t-1} + \beta_8 (Tangibilidad)_{i,t} + \\ & + \beta_9 (Tangibilidad)_{i,t-1} + X_{i,t} \delta + \mu_t + \tau_k + \gamma_f + \varepsilon_{it}. \end{aligned}$$

Después procedimos a construir índices de condiciones financieras para nuestros diez países de la siguiente manera. Primero, estimamos un modelo de inversión con corrección de error que incluye la inversión fija rezagada, el crecimiento de ventas contemporáneas y rezagadas, el término de corrección del error y otros controles. Alternativamente, ampliamos el modelo de inversión al incluir el rezago y la contemporaneidad de distintas variables financieras clave de nuestro análisis

previo: apalancamiento (*Lev*), nuestra variable de déficit de financiamiento interno (*DFI*), la carga de la deuda por concepto de intereses (*CDI*), la tangibilidad de los activos y una medida de riesgo: la puntuación *Z* (*Zcal*). Los resultados se muestran en el cuadro 7. Un aspecto fundamental del modelo es que incluye efectos de tiempo y empresa para reflejar los costos de sustitución del capital. De igual modo, el modelo predice la existencia de un componente de corrección del error significativo y negativo. Luego, utilizamos los resultados de la ecuación de inversión para construir nuestro índice de condiciones financieras.

Obsérvese que, de las variables financieras incluidas, sólo los coeficientes del DFI, la puntuación *Z* y la tangibilidad fueron significativos. En consonancia con los resultados anteriores, utilizamos la especificación 2 en el cuadro B.7, ya que en secciones previas se encontró que el apalancamiento era causado por la tangibilidad y el DFI. En consecuencia, en la especificación 1 se encontró que el apalancamiento rezagado explica la inversión significativamente cuando se excluyen estos dos de sus variables determinantes. En la especificación 3, utilizamos el ROAA, en vez del DFI, con resultados similares. Para las variables de interés, los efectos contemporáneos son significativamente positivos, mientras que los efectos rezagados son significativamente negativos. Sin embargo, se encontró que la suma de ambos coeficientes es significativamente diferente de cero y positiva para la puntuación *Z* y el DFI, las variables con los efectos de mayor magnitud, lo que indica una relación positiva entre las cargas del índice y las condiciones financieras de la inversión. Así, proponemos el siguiente índice de condiciones financieras para empresas no financieras (ICF):

$$ICF_{it} = \widehat{\beta}_4 (Zcal)_{it} + \widehat{\beta}_5 (Zcal)_{i,t-1} + \widehat{\beta}_6 (DFI)_{it} + \widehat{\beta}_7 (DFI)_{i,t-1} + \widehat{\beta}_8 (Tangibilidad)_{it} + \widehat{\beta}_9 (Tangibilidad)_{i,t-1}.$$

El ICF puede interpretarse como el valor *financiero* pronosticado de la inversión. Con el fin de tener un índice de país, agregamos a nivel de país-tiempo calculando estadísticas en los

percentiles 25, 50 y 75 para el índice. Las gráficas B.5 y B.6 muestran los rezagos resultantes de cada combinación país-tiempo del ICF, en comparación con la formación del capital fijo bruto y el crecimiento del PIB.

El índice se construye de manera que los valores crecientes/decrecientes impliquen una mejoría/deterioro de las condiciones financieras para la inversión. A primera vista, las cifras reflejan la posibilidad de una correlación positiva. Ahondamos en estos patrones de la siguiente manera. Primero, estimamos un modelo de panel VAR de primer orden que incluye el ICF, la formación de capital fijo bruto y el crecimiento del PIB para los diez países de la muestra, y probamos la causalidad de Granger. Los resultados se muestran en el cuadro B.8.

Las pruebas de causalidad de Granger (Wald) indican que el ICF causa, en sentido de Granger, tanto formación de capital fijo bruto como crecimiento del PIB. No se encuentra causalidad inversa. Asimismo, el crecimiento del PIB causa en sentido de Granger la formación de capital fijo bruto. En un último ejercicio, en la gráfica 9 mostramos las funciones de respuesta al impulso resultantes suponiendo una descomposición de Cholesky de la varianza cuyo ordenamiento lo proporcionan los criterios de Granger obtenidos. Un choque positivo de una desviación estándar al ICF incrementa tanto la formación del capital fijo bruto como el crecimiento futuro del PIB, que es significativo y perdurable por unos 12 meses, con niveles de confianza del 90%. Estos resultados preliminares, aunque limitados por su simplicidad y la extensión de las series, proporcionan cierta evidencia de la posible relevancia explicativa del índice de condiciones financieras construido hasta ahora, utilizando datos por empresa. Cabe destacar que el choque financiero implícito en el ejercicio es un choque común a todos los países, dada la naturaleza del ejercicio. Así, los impulsos reales obtenidos deben interpretarse como corresponde: como los efectos reales nacionales promedio de un choque financiero común.

7. CONCLUSIONES

En este estudio, utilizamos un conjunto grande de datos de empresas no financieras de diez países latinoamericanos para evaluar los factores determinantes del apalancamiento y su evolución. Luego utilizamos esa información para conformar la especificación de un nuevo índice de condiciones financieras del sector corporativo.

Con respecto a lo primero, nuestros resultados parecen ser congruentes con los elementos de las dos teorías principales: la del intercambio y la de la elección jerárquica. Asimismo, los resultados de la regresión muestran la presencia de costos de ajuste significativos. La velocidad de ajuste de las empresas baja en la medida que tienen niveles objetivo no observables. Además, nuestros resultados sugieren que las firmas medianas de los sectores de manufactura y de servicios tienden a encontrarse mucho más apalancadas que las empresas pequeñas en esos sectores, mientras que las empresas muy grandes y grandes en el sector de servicios se encuentran mucho más apalancadas que sus contrapartes medianas. Respecto al indicador de singularidad, encontramos que afecta de manera positiva y significativa el grado de apalancamiento, sólo en el caso de las empresas de los sectores primario y de servicios, lo que es evidencia contra la teoría del intercambio. En relación con nuestros factores determinantes dinámicos de apalancamiento, observamos que el apalancamiento de una empresa se reduce significativamente ante tasas de interés crecientes, con efectos de retroalimentación. Asimismo, las garantías de las empresas resultan críticas, en la medida que reducciones en los activos tangibles traen consigo volatilidad futura en la tasa de interés pagada por las empresas.

En términos dinámicos, el riesgo parece estar asociado a un alto apalancamiento en un contexto de alzas de tasa de interés. Esto se manifiesta en una volatilidad más elevada de las tasas de interés y en niveles de garantía más bajos, la posible liquidación de activos y el desendeudamiento rápido. Es posible

que estas dinámicas sean más probables cuando hay cambios en la tasa de política monetaria y salidas de capitales. Conforme a nuestros resultados, los segmentos con más probabilidad de resultar afectados son las empresas medianas y grandes con costos de liquidación e irrecuperables elevados, particularmente en el sector de servicios. Las empresas con operaciones en mercados con productos singulares también podrían verse afectadas.

Nuestros resultados en última instancia sugieren que los índices tradicionales de condiciones financieras basados en el mercado podrían complementarse con indicadores corporativos. Como ya dijimos, los niveles de la garantía, los indicadores de dificultades para las empresas y las posiciones de flujo de efectivo de las empresas son candidatos naturales para un índice. Con este fin, calculamos un índice sencillo de condiciones financieras en el sector corporativo (ICF). Las pruebas de causalidad de Granger (Wald) indican que el ICF causa, a la manera de Granger, tanto formación de capital fijo bruto como crecimiento del PIB. Con base en las funciones de respuesta al impulso resultantes, un choque positivo de una desviación estándar en el ICFC ocasiona un incremento en la formación del capital fijo bruto y el crecimiento futuro del PIB, que es significativo y dura aproximadamente 12 meses. Por lo tanto, estos resultados preliminares proporcionan cierta evidencia de la posible relevancia predictiva del índice propuesto aquí.

ANEXO

Anexo A

Cuadro A.1

ESTADÍSTICAS PREDICTIVAS PARA EL EJERCICIO INICIAL DE FACTORES DETERMINANTES DEL APALANCAMIENTO

Variable	Descripción	Tipo	Observaciones	Datos (empresas)				
				Media	Desv. est.	Máx.		
Apalancamiento	Pasivos totales a activos totales (%) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	20,315	10,005	48.059	25.012	0.000	100.000
Intangibilidad	Activos intangibles a activos totales (%) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	17,457	8,969	5.182	13.580	0.000	99.948
Tangibilidad	Activos tangibles a activos totales (%) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	20,315	10,005	32.834	28.339	0.000	100.000
Déficit de financiamiento interno (DFI)	Gastos operativos (inversión+capital de trabajo) menos el flujo de efectivo (que se supone igual a un 110% del ingreso neto) a activos totales (%) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	20,315	10,005	-2.968	23.299	-99.885	99.819
Singularidad	Costos de los bienes vendidos respecto a ingreso operativo (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	13,359	3,960	65.389	22.346	0	199.633
Listada	(1) si la empresa cotiza en bolsa; (0) si no (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	20,315	10,005	0.213	0.409	0	1
ROAA	Ingreso neto a promedio de activos totales (%) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	20,315	10,005	5.115	11.643	-96.000	98.425
Escudo fiscal	Impuestos totales a activos totales (%) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	16,643	8,744	3.474	5.324	0.000	99.579

Cuadro A.2

**ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS PARA EL EJERCICIO DEL VAR DE DATOS DE PANEL
PARA LOS FACTORES DETERMINANTES DEL APALANCAMIENTO**

<i>Variable</i>	<i>Descripción</i>	<i>Tipo</i>	<i>Observaciones</i>	<i>Conjuntos de datos (empresas)</i>	<i>Media</i>	<i>Desv. est.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Máx.</i>
Apalancamiento	Pasivos totales a activos totales (%) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	11,487	1,939	49.994	22.739	0.005	100.000
Tangibilidad	Activos tangibles a activos totales (%) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	11,487	1,939	29.097	24.548	0.000	99.080
ROAA	Ingreso neto a promedio de activos totales (%) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	11,487	1,939	4.637	8.326	-92.576	85.797
Escudo fiscal	Impuestos totales a activos totales (%) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa	9,206	1,851	4.243	5.370	0.000	94.073
Tasa de interés implícita	Intereses pagados a pasivos totales (%) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa, valor sustituto de las condiciones financieras	5,183	849	5.639	5.363	0.013	115.096
Desviación estándar de la tasa de interés implícita	Desviación estándar móvil de tres años de la tasa de interés implícita (salvo el año 2008, en el que imputamos una desviación estándar móvil de dos años) (fuente: Orbis y cálculos propios)	Nivel empresa, valor sustituto de las condiciones financieras	4,122	832	2.003	3.473	0.001	78.814

Cuadro A.3

CLASIFICACIÓN DE LAS EMPRESAS

Variable	Descripción	MCM de Arellano-Bond		Panel VAR (sólo 849 empresas con datos para la tasa de interés implícita)	
		Observaciones	Datos (empresas)	Observaciones	Datos (empresas)
	<i>Por tamaño (criterio de Orbis):</i>				
Muy grandes y grandes	Empresas que cumplen por lo menos con una de las siguientes condiciones: ingreso operativo \geq 13 millones de dólares; activos totales \geq 26 millones de dólares; Empleados \geq 150	11,849	5,747	5,131	831
Medianas	Empresas que cumplen por lo menos con una de las siguientes condiciones: ingreso operativo \geq 1.3 millones de dólares; activos totales \geq 2.6 millones de dólares; Empleados \geq 15; no muy grande o grande	6,076	1,288	48	17
Pequeña	Empresas que no entran en ninguna de las categorías mencionadas arriba.	2,390	2,970	4	1

Por clasificación sectorial (criterios de sector principal de Bureau van Dijk):

Manufactureras	Empresas clasificadas dentro de cualquiera de los siguientes sectores: "Químicos, caucho, plásticos, productos no metálicos", "Alimentos, bebidas y tabaco", "Maquinaria, equipo, mobiliario, reciclado", "Editorial, imprenta", "Textiles, prendas de vestir, cuero", "Madera, corcho, papel".	6,110	2,568	2,170	336
Servicios	Empresas clasificadas dentro de cualquiera de los siguientes sectores: "Construcción", "Educación, salud", "Hoteles y restaurantes", "Correo y telecomunicaciones", "Transporte", "Comercio mayorista y minorista".	11,368	6,290	1,701	302
Primarias	Empresas clasificadas en el siguiente sector: "Sector primario".	934	233	367	62
Administración pública	Empresas clasificadas en el siguiente sector: "Administración pública y servicios básicos".	170	69	11	2
Servicios básicos	Empresas clasificadas en el siguiente sector: "Gas, agua, electricidad".	1,733	845	934	147

Anexo B

Cuadro B.1

REGRESIONES DEL MGM (BLUNDELL-BOND) DE BASE PARA EL APALANCAMIENTO

	Manufacturas		Servicios		Sector primario		Manufacturas		Servicios		Sector primario	
Apalancamiento (-1)	0.667 ^c (0.0417)	0.644 ^c (0.0453)	0.790 ^c (0.0924)	0.664 ^c (0.0423)	0.650 ^c (0.0437)	0.761 ^c (0.0990)						
Activos tangibles	0.0375 ^b (0.0164)	-0.0481 ^c (0.0159)	0.0389 (0.0379)	0.0377 ^b (0.0162)	-0.0436 ^c (0.0159)	0.0442 (0.0342)						
DFI	0.0661 ^c (0.0124)	0.0981 ^c (0.0123)	0.0516 ^a (0.0311)	0.0633 ^c (0.0126)	0.0975 ^c (0.0124)	0.0575 ^a (0.0321)						
Listada	-2.061 ^b (0.882)	-2.157 ^b (0.888)	-3.435 (2.262)	-2.180 ^b (0.908)	-2.432 ^c (0.933)	-3.875 ^a (2.027)						
Escudo fiscal	0.0524 (0.0482)	0.0577 (0.0662)	0.0768 (0.0990)	0.107 ^a (0.0568)	0.0903 (0.0654)	0.183 (0.117)						
Pequeña	-1.499 (1.454)	-3.781 ^c (1.151)	-2.412 (2.141)	-1.012 (1.423)	-3.590 ^c (1.122)	-3.088 (1.960)						
Muy grande	0.931 (0.974)	2.230 ^c (0.830)	0.279 (2.075)	0.864 (0.944)	1.820 ^b (0.815)	-0.453 (2.014)						
Singularidad				0.0703 ^c (0.0170)	0.0438 ^c (0.0152)	0.114 ^c (0.0403)						

Constante	18.81 ^c (2.769)	24.66 ^c (3.631)	12.31 ^a (6.907)	14.62 ^c (2.695)	22.46 ^c (3.524)	8.409 (6.120)
País	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Industria	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
N	3,697	3,774	606	3,622	3,562	601
Empresas	835	1,127	167	799	1,053	165
J	74	68	65	75	69	66
Hansen	57.42	42.34	37.78	57.46	38.96	38.12
Hansen-p	0.0696	0.289	0.571	0.0691	0.426	0.555
AR1	-8.117	-7.124	-3.711	-8.123	-7.059	-3.552
AR1-p	4.79e-16	1.05e-12	0.000206	4.55e-16	1.68e-12	0.000382
AR2	1.056	-0.452	1.940	1.134	-0.386	2.004
AR2-p	0.291	0.651	0.0524	0.257	0.700	0.0451

Los errores estándar se encuentran entre paréntesis. ^a $p < 0.10$, ^b $p < 0.05$, ^c $p < 0.01$. Las columnas 1, 2 y 3 representan las regresiones para los conglomerados de los sectores de manufacturas, servicios y actividades primarias. La prueba de Hansen permite detectar las restricciones de sobreidentificación para los estimadores del MCM. AR1 y AR2 son pruebas de la autocorrelación de primer y segundo orden. N denota el número de observaciones; J, el número de instrumentos. País, Año e Industria denotan si sus respectivas variables ficticias se introdujeron en las regresiones. Las variables se enumeran a continuación: Apalancamiento(-1) representa el valor rezagado del coeficiente de apalancamiento (%) de la empresa; Listada es la variable ficticia de las empresas que participan en el mercado de valores; Activos tangibles es los activos fijos tangibles a activos totales (%) de la empresa; DFI es el déficit de financiamiento interno a activos totales (%) de la empresa; Escudo fiscal es los impuestos a activos totales (%) de la empresa; Pequeña y Muy grande son variables ficticias de empresas pequeñas y muy grandes conforme a la desagregación de Orbis; y Singularidad es el costo de los bienes vendidos a ingresos operativos (%) de la empresa.

REGRESIONES DE BASE PARA EL APALANCAMIENTO

	<i>Manufacturas</i>	<i>Servicios</i>	<i>Sector primario</i>	<i>Manufacturas</i>	<i>Servicios</i>	<i>Sector primario</i>
Apalancamiento (-1)	0.481 ^c (0.0469)	0.445 ^c (0.0377)	0.633 ^c (0.0720)	0.545 ^c (0.0414)	0.490 ^c (0.0411)	0.674 ^c (0.0721)
Activos tangibles	0.0638 ^c (0.0186)	-0.0153 (0.0145)	0.0666 ^a (0.0349)	0.0416 ^b (0.0168)	-0.0404 ^c (0.0146)	0.0692 ^a (0.0360)
ROA	-0.365 ^c (0.0381)	-0.328 ^c (0.0319)	-0.206 ^c (0.0671)	-0.310 ^c (0.0376)	-0.366 ^c (0.0393)	-0.201 ^c (0.0542)
Listada	-3.340 ^c (1.155)	-4.915 ^c (1.083)	-7.186 ^c (2.479)	-3.406 ^c (1.000)	-5.445 ^c (1.123)	-5.740 ^b (2.379)
Escudo fiscal	0.0846 ^a (0.0436)	0.0403 (0.0373)	0.0270 (0.0524)	0.0980 ^b (0.0494)	0.0269 (0.0490)	0.174 ^b (0.0813)
Pequeña	-4.134 ^c (1.340)	-5.705 ^c (1.007)	-4.889 ^b (2.294)	-3.018 ^b (1.305)	-4.150 ^c (1.020)	-3.277 (2.311)
Muy grande	-0.0293 (1.262)	4.107 ^c (1.029)	0.525 (3.183)	0.0209 (1.088)	3.072 ^c (0.968)	-0.228 (2.825)
Singularidad				0.0315 ^a (0.0183)	0.0277 ^b (0.0128)	0.0847 ^c (0.0245)
Constante	29.23 ^c (3.806)	38.56 ^c (3.981)	24.23 ^c (6.756)	25.17 ^c (3.185)	37.47 ^c (3.915)	15.59 ^c (5.887)

País	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Industria	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
N	4,851	6,765	923	4,396	5,434	835		
Empresas	1,134	1,964	232	1,004	1,614	212		
J	74	72	66	75	72	67		
Hansen	60.94	57.24	32.86	64.62	42.21	30.72		
Hansen-p	0.0370	0.0586	0.814	0.0181	0.418	0.879		
AR1	-7.604	-9.476	-4.180	-8.370	-8.285	-4.278		
AR1-p	2.88e-14	2.63e-21	0.0000292	5.74e-17	1.18e-16	0.0000189		
AR2	0.863	0.824	0.332	1.300	0.335	1.279		
AR2-p	0.388	0.410	0.740	0.194	0.738	0.201		

Los errores estándar se encuentran entre paréntesis. ^a $p < 0.10$, ^b $p < 0.05$, ^c $p < 0.01$. Las columnas 1, 2 y 3 representan las regresiones para los conglomerados de los sectores manufacturero, de servicios y primario. La prueba de Hansen permite detectar las restricciones de sobreidentificación para los estimadores del MGM. AR1 y AR2 son pruebas de la autocorrelación de primer y segundo orden. N denota el número de observaciones; J, el número de instrumentos. País, Año e Industria denotan si sus respectivas variables ficticias se introdujeron en las regresiones. Las variables se enumeran a continuación: Apalancamiento (-1) representa el valor rezagado del coeficiente de apalancamiento (%) de la empresa; Listada es la variable ficticia de las empresas que participan en el mercado de valores; ROA es el rendimiento sobre los activos (%) de la empresa; Activos tangibles es los activos fijos tangibles a activos totales (%) de la empresa; Escudo fiscal es los impuestos a activos totales (%) de la empresa; Pequeña y Muy grande son variables ficticias de empresas pequeñas y muy grandes conforme a la desagregación de Orbis; y Singularidad es el costo de los bienes vendidos a ingresos operativos (%) de la empresa.

Cuadro B.3

AUTORREGRESIÓN VECTORIAL CON DATOS DE PANEL (ESTIMACIÓN DEL MGM) PARA LOS FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO CORPORATIVO Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA PREVIA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS, POR GRUPOS DE EMPRESAS CONSIDERANDO EL COEFICIENTE DE APALANCAMIENTO (PASIVOS TOTALES A ACTIVOS TOTALES)

Respuesta de	Respuesta a				
	ROAA (t-1)	Apalancamiento (t-1)	Tangibilidad (t-1)	Tasa de interés implícita (t-1)	Escudo fiscal (t-1)
<i>a) Empresas con un coeficiente de apalancamiento promedio inferior a la mediana (<51.02 %)</i>					
ROAA (t)	0.3944 ^c (0.0974)	-0.0149 (0.0650)	-0.0201 (0.0526)	0.0199 (0.0326)	0.2484 (0.1946)
Apalancamiento (t)	-0.0975 (0.1111)	0.9575 ^c (0.1104)	-0.1012 (0.0994)	-0.1698 ^c (0.0394)	0.2877 (0.2705)
Tangibilidad (t)	-0.0656 (0.1021)	-0.0237 (0.1531)	0.8316 ^c (0.1202)	-0.0288 (0.0572)	-0.1909 (0.2430)
Tasa de int. implícita (t)	0.0353 (0.0831)	-0.1505 ^a (0.0779)	-0.0575 (0.0588)	0.307 ^b (0.1503)	-0.135 (0.1705)
Escudo fiscal (t)	0.0872 ^c (0.0285)	-0.0323 (0.0242)	0.0068 (0.0169)	-0.0022 (0.0115)	0.1519 ^a (0.0806)
Número de observaciones (N):	1,106				
Número de empresas (N):	291				
Número promedio de años:	3.801				
Criterio final Q del MGM (b):	4.45e-34				

b) Empresas con un coeficiente de apalancamiento promedio mayor o igual que la mediana ($\geq 1.02\%$).

ROAA (t)	0.3704 ^c (0.0991)	0.1111 ^b (0.0478)	-0.0573 (0.0457)	-0.0228 (0.0888)	0.1477 (0.2037)
Apalancamiento (t)	-0.2754 ^b (0.1175)	0.7171 ^c (0.0813)	0.0527 (0.0800)	0.1084 (0.1474)	0.1586 (0.3218)
Tangibilidad (t)	-0.1999 ^a (0.1125)	-0.1131 (0.0766)	0.7985 ^c (0.1139)	-0.3252 ^b (0.1376)	0.1733 (0.3237)
Tasa de int. implícita (t)	0.0166 (0.0401)	-0.0926 ^c (0.0297)	0.0513 ^a (0.0312)	0.2717 ^c (0.0600)	0.0205 (0.1033)
Escudo fiscal (t)	0.0418 (0.0348)	0.0129 (0.0209)	0.0176 (0.0223)	0.0034 (0.0272)	0.4610 ^c (0.1131)
Número de observaciones (N):		1,294			
Número de empresas (N):		378			
Número promedio de años:		3.423			
Criterio final Q del MGM (b):	3.25e-34				
Matriz de ponderaciones iniciales:	identidad				
Matriz de ponderaciones del MGM:	robusto				

^a $p < 0.10$, ^b $p < 0.05$, ^c $p < 0.01$. Los errores estándar están entre paréntesis. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización adelantada sugerida por Arellano y Bover (1995) mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada país-año. Este panel VAR satisface la condición de estabilidad propuesta por Hamilton (1994) y Lütkepohl (2005).

Cuadro B.4

**DESCOMPOSICIÓN DE VARIANZA DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL
CON DATOS DE PANEL PARA LOS FACTORES DETERMINANTES
DEL FINANCIAMIENTO CORPORATIVO Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA
PREVIA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS,
POR GRUPOS DE EMPRESAS CONSIDERANDO EL COEFICIENTE
DE APALANCAMIENTO (PASIVOS TOTALES A ACTIVOS TOTALES)**

*a) Empresas con un coeficiente de apalancamiento promedio inferior a la mediana
(<51.02%)*

<i>Variable de la respuesta</i>	<i>Variable del impulso</i>				
	<i>ROAA</i>	<i>Tangibilidad</i>	<i>Tasa de interés implícita</i>	<i>Apalancamiento</i>	<i>Escudo fiscal</i>
ROAA	0.9498	0.0039	0.0073	0.0306	0.0084
Tangibilidad	0.0351	0.9611	0.0003	0.0016	0.0019
Tasa de interés implícita	0.0221	0.0302	0.7027	0.2429	0.0021
Apalancamiento	0.0247	0.1939	0.0925	0.6845	0.0045
Escudo fiscal	0.2340	0.0507	0.0215	0.1517	0.5421

b) Empresas con un coeficiente de apalancamiento promedio mayor o igual que la mediana (≥51.02%)

<i>Variable de la respuesta</i>	<i>Variable del impulso</i>				
	<i>Escudo fiscal</i>	<i>Apalancamiento</i>	<i>ROAA</i>	<i>Tangibilidad</i>	<i>Tasa de interés implícita</i>
Escudo fiscal	0.9533	0.0066	0.0066	0.0331	0.0004
Apalancamiento	0.0247	0.7952	0.0703	0.1076	0.0022
ROAA	0.1584	0.1454	0.6583	0.0363	0.0016
Tangibilidad	0.0007	0.0365	0.0524	0.8926	0.0178
Tasa de interés implícita	0.0063	0.1539	0.0226	0.0438	0.7734

El porcentaje de variación de la variable en la fila (diez años hacia adelante) está explicado por la variable en la columna. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización adelantada sugerida por Arellano y Bover (1995) mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada país-año. Las variables se ordenaron siguiendo los criterios de la prueba de causalidad de Granger-Wald.

Cuadro B.5

AUTORREGRESIÓN VECTORIAL CON DATOS DE PANEL (ESTIMACIÓN DEL MGM) PARA LOS FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO CORPORATIVO Y LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR MÓVIL DE TRES AÑOS DE LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS, POR GRUPOS DE EMPRESAS CONSIDERANDO EL COEFICIENTE DE APALANCAMIENTO (PASIVOS TOTALES A ACTIVOS TOTALES)					
<i>Respuesta a</i>					
<i>Respuesta de</i>	<i>ROAA (t-1)</i>	<i>Apalancamiento (t-1)</i>	<i>Tangibilidad (t-1)</i>	<i>D.E. de la tasa de int. implícita (t-1)</i>	<i>Escudo fiscal (t-1)</i>
<i>a) Empresas con un coeficiente de apalancamiento promedio inferior a la mediana (<51.02%)</i>					
ROAA (t)	0.4022 ^c	0.0319	-0.0092	-0.0091	0.0779
	(0.1161)	(0.0619)	(0.0651)	(0.0844)	(0.3005)
Apalancamiento (t)	-0.1334	0.9129 ^c	-0.1269	-0.084	0.4354
	(0.1526)	(0.1216)	(0.1071)	(0.1146)	(0.4123)
Tangibilidad (t)	-0.1752	-0.0101	0.7109 ^c	-0.1038	0.0702
	(0.1646)	(0.1480)	(0.1326)	(0.1015)	(0.3314)
Desviación estándar de la tasa de interés implícita (t)	0.0595	-0.0198	-0.0371	0.8741 ^c	-0.0267
	(0.0656)	(0.0403)	(0.0278)	(0.1137)	(0.1305)
Escudo fiscal (t)	0.0793 ^a	-0.0446 ^a	0.0074	0.0052	0.1797
	(0.0425)	(0.0258)	(0.0248)	(0.0188)	(0.1205)
Número de observaciones (N):	829				
Número de empresas (N):	243				
Número promedio de años:	3.412				
Criterio final Q del MGM (b):	1.96e-33				

Cuadro B.5 (cont.)

**AUTORREGRESIÓN VECTORIAL CON DATOS DE PANEL
(ESTIMACIÓN DEL MGM) PARA LOS FACTORES DETERMINANTES
DEL FINANCIAMIENTO CORPORATIVO Y LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR
MÓVIL DE TRES AÑOS DE LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA
COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS,
POR GRUPOS DE EMPRESAS CONSIDERANDO EL COEFICIENTE
DE APALANCAMIENTO (PASIVOS TOTALES A ACTIVOS TOTALES)**

<i>Respuesta de</i>	<i>Respuesta a</i>				
	<i>ROAA (t-1)</i>	<i>Apalancamiento (t-1)</i>	<i>Tangibilidad (t-1)</i>	<i>D.E. de la tasa de int. implícita (t-1)</i>	<i>Escudo fiscal (t-1)</i>
<i>b) Empresas con un coeficiente de apalancamiento promedio mayor o igual que la mediana ($\geq 51.02\%$)</i>					
ROAA (t)	0.3408 ^c (0.1135)	0.1812 ^b (0.0729)	-0.0602 (0.0676)	-0.0259 (0.1260)	-0.3205 (0.3636)
Apalancamiento (t)	-0.1628 (0.1523)	0.6629 ^c (0.1035)	0.0587 (0.1129)	-0.067 (0.2171)	-0.2643 (0.5654)
Tangibilidad (t)	-0.1585 (0.1810)	-0.12 (0.1177)	0.9836 ^c (0.1691)	0.2273 (0.2232)	0.2578 (0.6302)
Desviación estándar de la tasa de interés implícita (t)	-0.034 (0.0290)	-0.0275 (0.0201)	-0.0556 ^b (0.0250)	0.606 ^c (0.0978)	0.1205 (0.0880)
Escudo fiscal (t)	0.0068 (0.0446)	0.0179 (0.0289)	-0.0068 (0.0338)	-0.0535 (0.0530)	0.4555 ^b (0.2131)
Número de observaciones (N):	916				
Número de empresas (N):	294				
Número promedio de años:	3.116				
Criterio final Q del MGM (b):	7.13e-34				
Matriz de ponderaciones iniciales:	identidad				
Matriz de ponderaciones del MGM:	robusta				

^a $p < 0.10$, ^b $p < 0.05$, ^c $p < 0.01$. Los errores estándar están entre paréntesis. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización adelantada sugerida por Arellano y Bover (1995) mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada país-año. Este panel VAR satisface la condición de estabilidad propuesta por Hamilton (1994) y Lütkepohl (2005).

Cuadro B.6

**DESCOMPOSICIÓN DE VARIANZA DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL
CON DATOS DE PANEL PARA LOS FACTORES DETERMINANTES
DEL FINANCIAMIENTO CORPORATIVO Y LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR
MÓVIL DE TRES AÑOS DE LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA
COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS,
POR GRUPOS DE EMPRESAS CONSIDERANDO EL COEFICIENTE
DE APALANCAMIENTO (PASIVOS TOTALES A ACTIVOS TOTALES)**

*a) Empresas con un coeficiente de apalancamiento promedio inferior a la mediana
($<51.02\%$)*

<i>Variable de la respuesta</i>	<i>Variable del impulso</i>				
	<i>ROA</i>	<i>Apalancamiento</i>	<i>Tangibilidad</i>	<i>D.E. de la tasa de int. implícita</i>	<i>Escudo fiscal</i>
ROAA	0.9594	0.0328	0.0056	0.0006	0.0016
Apalancamiento	0.0066	0.8939	0.0868	0.0053	0.0074
Tangibilidad	0.0310	0.0437	0.9130	0.0122	0.0001
D.E. de la tasa de int. implícita	0.0180	0.0313	0.0900	0.8599	0.0008
Escudo fiscal	0.2751	0.1762	0.0232	0.0017	0.5238

*b) Empresas con un coeficiente de apalancamiento promedio mayor o igual que la
mediana ($\geq 51.02\%$)*

<i>Variable de la respuesta</i>	<i>Variable del impulso</i>				
	<i>Apalancamiento</i>	<i>Tangibilidad</i>	<i>Escudo fiscal</i>	<i>D.E. de la tasa de int. implícita</i>	<i>ROAA</i>
Apalancamiento	0.7852	0.1904	0.0113	0.0010	0.0121
Tangibilidad	0.0681	0.9095	0.0118	0.0069	0.0038
Escudo fiscal	0.0294	0.0198	0.9435	0.0071	0.0003
D.E. de la tasa de int. implícita	0.0330	0.6676	0.0085	0.2872	0.0037
ROAA	0.2300	0.0991	0.0943	0.0059	0.5708

El porcentaje de variación de la variable en la fila (diez años hacia adelante) está explicado por la variable en la columna. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización adelantada sugerida por Arellano y Bover (1995) mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada país-año. Las variables se ordenaron siguiendo los criterios de la prueba de causalidad de Granger-Wald.

Cuadro B.7

REGRESIONES DEL MGM (BLUNDELL-BOND)			
DE BASE PARA LA INVERSIÓN			
Porcentaje de variación en los activos fijos			
	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>
Inversión (-1)	-0.0285 (0.0303)	0.0734 ^a (0.0390)	-0.0524 ^a (0.0292)
Crecimiento de ventas	27.89 ^c (3.110)	9.304 ^c (1.875)	32.68 ^c (3.704)
Crecimiento de ventas (-1)	13.59 ^b (6.929)	10.88 ^a (6.554)	15.42 ^b (6.674)
Apalancamiento	0.205 (0.134)		
Apalancamiento (-1)	-0.292 ^b (0.139)		
(k-y) (-2)	-6.999 ^c (1.411)	-5.957 ^c (1.227)	-7.913 ^c (1.679)
Carga de intereses de la deuda	0.374 ^c (0.0979)	-0.00290 (0.0619)	0.385 ^c (0.113)
Carga de intereses de la deuda (-1)	-0.0316 (0.105)	-0.0228 (0.0517)	-0.152 (0.111)
Puntuación Z	0.487 (2.335)	10.53 ^c (1.266)	
Puntuación Z (-1)	0.418 (2.351)	-8.515 ^c (1.260)	
Listada	1.271 (0.994)	1.112 (0.709)	1.786 ^a (1.022)

Cuadro B.7 (cont.)

REGRESIONES DEL MGM (BLUNDELL-BOND)			
DE BASE PARA LA INVERSIÓN			
Porcentaje de variación en los activos fijos			
	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>
Pequeña	-9.489 (8.215)	0.242 (6.393)	-12.08 (10.70)
Muy grande	0.492 (4.020)	-0.454 (6.046)	-3.940 (4.352)
DFI		1.074 ^c (0.0289)	
DFI (-1)		-0.175 ^c (0.0409)	
Tangibilidad		0.278 ^c (0.0488)	0.251 ^c (0.0650)
Tangibilidad (-1)		-0.258 ^c (0.0425)	-0.226 ^c (0.0591)
Singularidad		-0.0605 ^b (0.0305)	-0.0169 (0.0587)
Singularidad (-1)		-0.115 ^c (0.0249)	-0.131 ^b (0.0545)
ROAA			-0.228 ^b (0.103)
ROAA (-1)			0.288 ^c (0.103)
Constante	22.03 ^b (8.651)	31.28 ^c (8.158)	34.89 ^c (10.07)

Cuadro B.7 (cont.)

REGRESIONES DEL MGM (BLUNDELL-BOND) DE BASE PARA LA INVERSIÓN			
Porcentaje de variación en los activos fijos			
	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>
País	Sí	Sí	Sí
Año	Sí	Sí	Sí
Industria	Sí	Sí	Sí
N	5,443	3,990	5,172
N_g	1,219	893	1,080
J	74	78	76
Hansen	44.90	38.01	42.18
Hansen-p	0.0810	0.252	0.131
AR1	-9.738	-7.643	-9.547
AR1-p	2.07e-22	2.12e-14	1.33e-21
AR2	-0.989	0.751	-1.330
AR2-p	0.323	0.453	0.183

Los errores estándar se encuentran entre paréntesis ^a $p < 0.10$, ^b $p < 0.05$, ^c $p < 0.01$. Las columnas 1, 2 y 3 representan las regresiones para los conglomerados de los sectores manufacturero, de servicios y primario. La prueba de Hansen permite detectar las restricciones de sobreidentificación para los estimadores del MGM. AR1 y AR2 son pruebas de la autocorrelación de primer y segundo órdenes. N denota el número de observaciones; J, el número de instrumentos. País, Año e Industria denotan si sus respectivas variables ficticias se introdujeron en las regresiones. Las variables se enumeran a continuación: Inversión representa el valor rezagado de la inversión fija de la empresa; Apalancamiento es el coeficiente de apalancamiento (%) de la empresa; Carga de intereses de la deuda es el coeficiente de intereses pagados a ingresos operativos (%); Crecimiento de ventas es la variación interanual del ingreso de las operaciones; Listada es la variable ficticia de las empresas que participan en el mercado de valores; ROA es el rendimiento sobre los activos (%) de la empresa; Puntuación Z es la desviación de la rentabilidad de la empresa con respecto a su coeficiente de capital dividido entre la desviación estándar del ROAA, indicador que se expresa en transformación logarítmica; Tangibilidad de los activos es el coeficiente de activos fijos tangibles a activos totales (%) de la empresa; DFI es el déficit de financiamiento interno respecto a activos totales (%) de la empresa; k-y es el término de corrección del error que refleja cómo ajustan las empresas su capital con miras a un objetivo; Pequeña y Muy grande son variables dicotómicas de empresas pequeñas y muy grandes conforme a la desagregación de Orbis; y Singularidad es el costo de los bienes vendidos respecto a ingresos operativos (%) de la empresa.

Cuadro B.8

AUTORREGRESIÓN VECTORIAL CON DATOS DE PANEL (ESTIMACIÓN DEL MGM) PARA EL ÍNDICE DE CONDICIONES FINANCIERAS Y LAS VARIABLES MACROECONÓMICAS

<i>Respuesta de</i>	<i>Respuesta a</i>		
	<i>Crecimiento de la inversión fija bruta (t-1)</i>	<i>Índice de CF (t-1)</i>	<i>Crecimiento del PIB (t-1)</i>
Crecimiento de la inversión fija bruta(t)	-0.861 ^b (0.350)	0.421 ^b (0.194)	3.108 ^b (1.497)
Mediana del índice de CF por país (t)	0.196 (0.377)	-0.150 (0.229)	-0.536 (1.622)
Crecimiento del PIB (t)	-0.145 (0.0976)	0.130 ^b (0.0551)	0.447 (0.403)
Número de observaciones (N):	53		
Número de países (N):	10		
Número promedio de años:	5.30		
Criterio final Q del MGM (b):	3.04e-32		
Matriz de ponderaciones iniciales:	identidad		
Matriz de ponderaciones del GMM:	robusta		

^a $p < 0.10$, ^b $p < 0.05$, ^c $p < 0.01$. Los errores estándar están entre paréntesis. Este panel VAR satisface la condición de estabilidad propuesta por Hamilton (1994) y Lütkepohl (2005).

Prueba de causalidad de Granger (Wald) para el VAR de los datos

Ho: la variable excluida no causa la variable de la ecuación en el sentido de Granger

Ha: la variable excluida causa la variable de la ecuación en el sentido de Granger

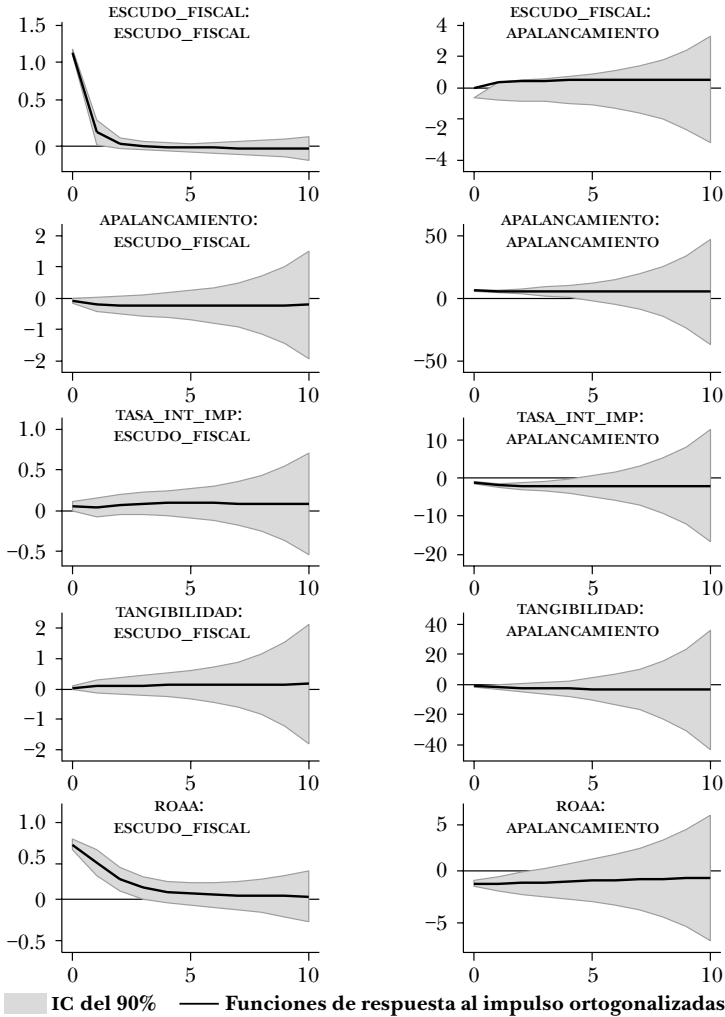
<i>Ecuación</i>	<i>Excluida</i>	χ^2	DF	<i>Prob > χ^2</i>
<i>Crecimiento de la inversión fija bruta (%)</i>	Mediana del índice de CF por país	4.714	1	0.030
	Crecimiento del PIB (%)	4.310	1	0.038
	Todos	7.135	2	0.028
<i>Mediana del índice de CF por país</i>	Crecimiento de la inversión fija bruta (%)	0.270	1	0.603
	Crecimiento del PIB (%)	0.109	1	0.741
	Todos	0.359	2	0.836
<i>Crecimiento del PIB (%)</i>	Crecimiento de la inversión fija bruta (%)	2.217	1	0.136
	Mediana del índice de CF por país	5.578	1	0.018
	Todos	6.721	2	0.035

Gráfica B.1

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DE PANEL PARA FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS, POR GRUPOS DE EMPRESAS SEGÚN SU COEFICIENTE DE APALANCAMIENTO

Pasivos totales entre activos totales

Empresas con un coeficiente de apalancamiento promedio menor que la mediana (<51.02%)



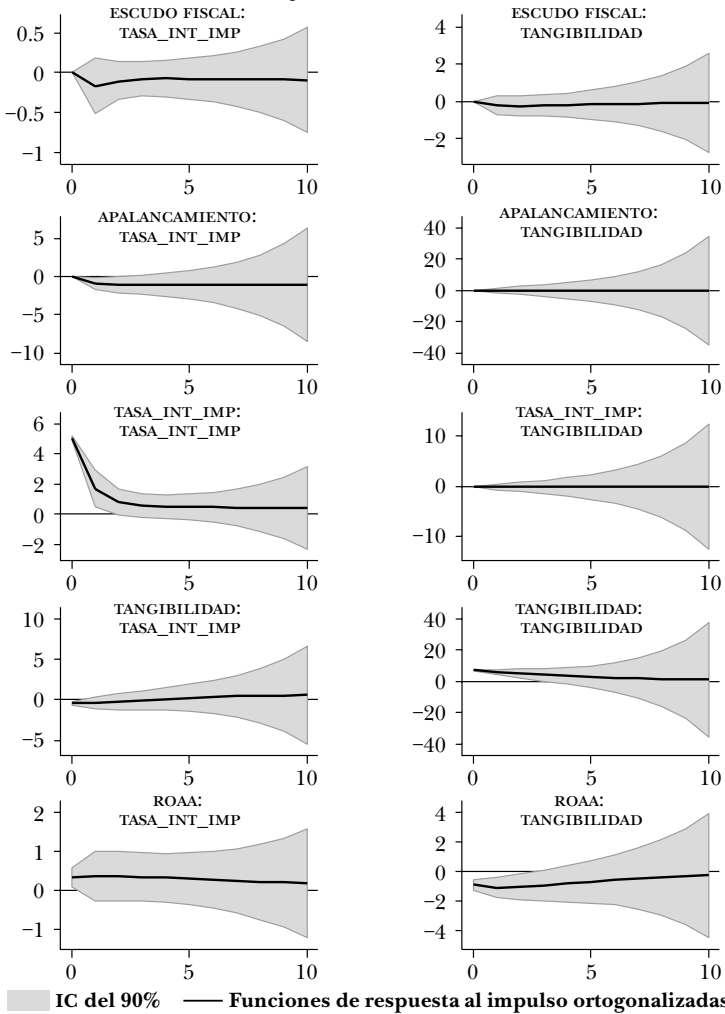
Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

Gráfica B.1 (cont.)

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DE PANEL PARA FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS, POR GRUPOS DE EMPRESAS SEGÚN SU COEFICIENTE DE APALANCAMIENTO

Pasivos totales entre activos totales

a) Empresas con un coeficiente de apalancamiento promedio menor que la mediana (<51.02%)



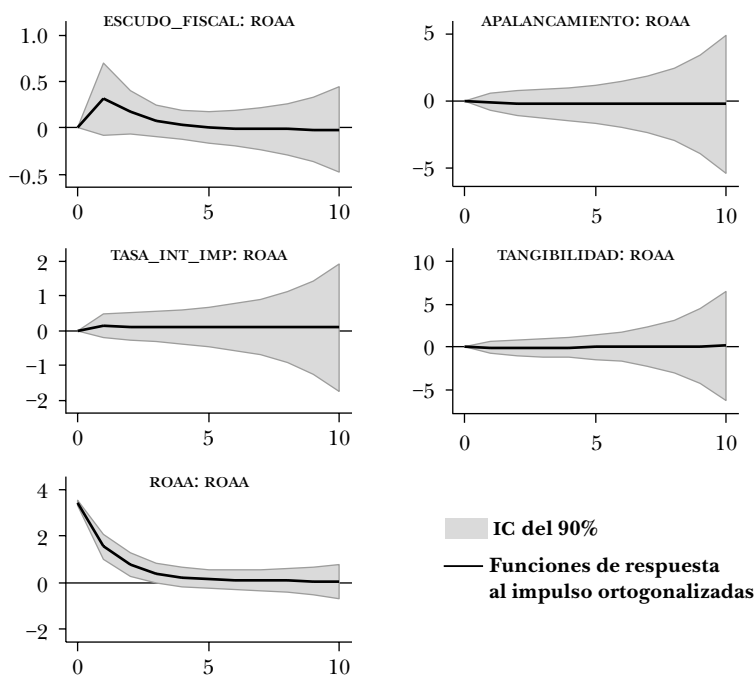
Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

Gráfica B.1 (cont.)

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DE PANEL PARA FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS, POR GRUPOS DE EMPRESAS SEGÚN SU COEFICIENTE DE APALANCAMIENTO

Pasivos totales entre activos totales

a) Empresas con un coeficiente de apalancamiento promedio menor que la mediana (<51.02%)



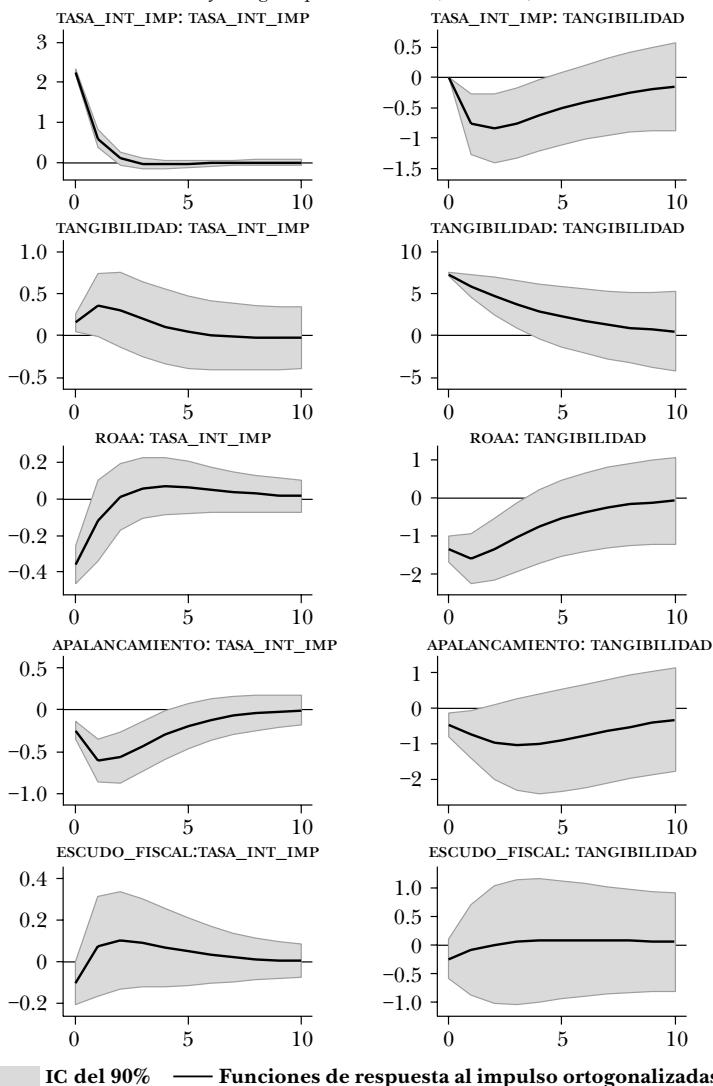
Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

Gráfica B.2

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DE PANEL PARA FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS, POR GRUPOS DE EMPRESAS SEGÚN SU COEFICIENTE DE APALANCAMIENTO

Pasivos totales entre activos totales

b) Empresas con un coeficiente de apalancamiento medio mayor o igual que la mediana (>51.02%)

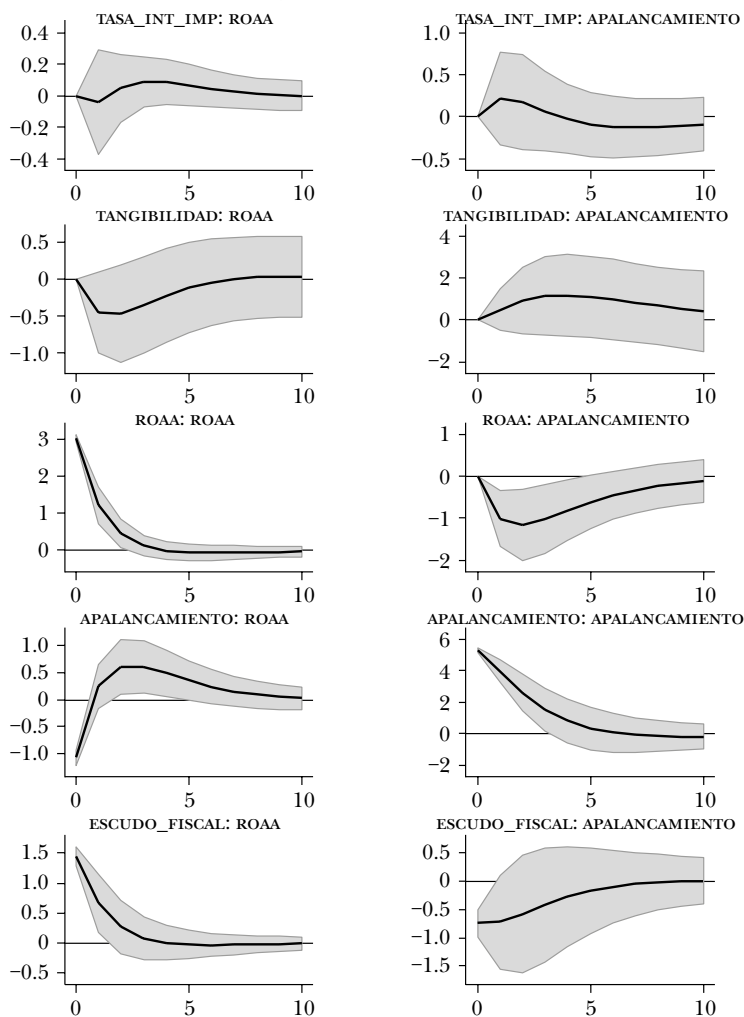


Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DE PANEL PARA FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS, POR GRUPOS DE EMPRESAS SEGÚN SU COEFICIENTE DE APALANCAMIENTO

Pasivos totales entre activos totales

b) Empresas con un coeficiente de apalancamiento medio mayor o igual que la mediana (>51.02%)



■ IC del 90% — Funciones de respuesta al impulso ortogonalizadas

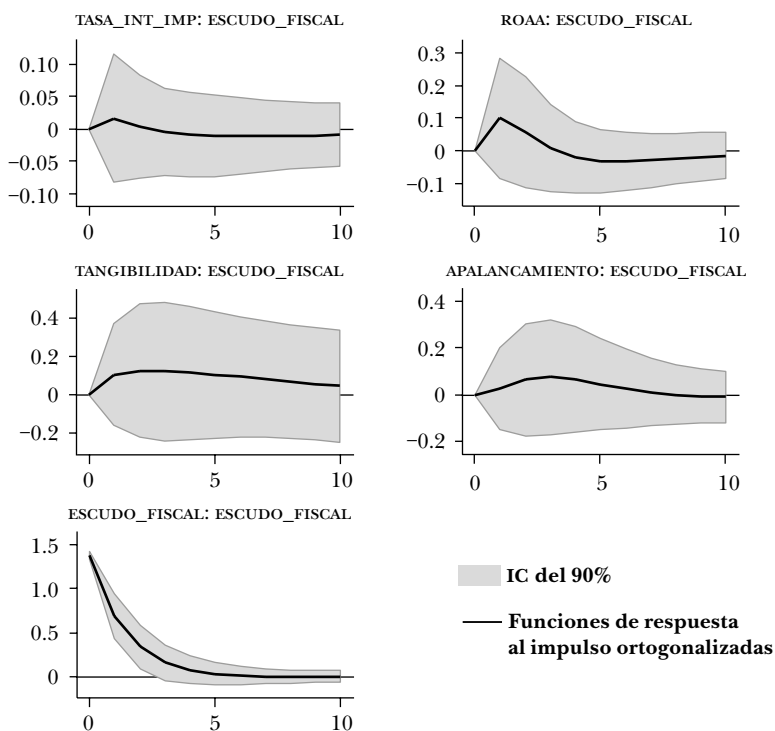
Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

Gráfica B.2 (cont.)

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DE PANEL PARA FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS, POR GRUPOS DE EMPRESAS SEGÚN SU COEFICIENTE DE APALANCAMIENTO

Pasivos totales entre activos totales

b) Empresas con un coeficiente de apalancamiento medio mayor o igual que la mediana ($\geq 51,02\%$)



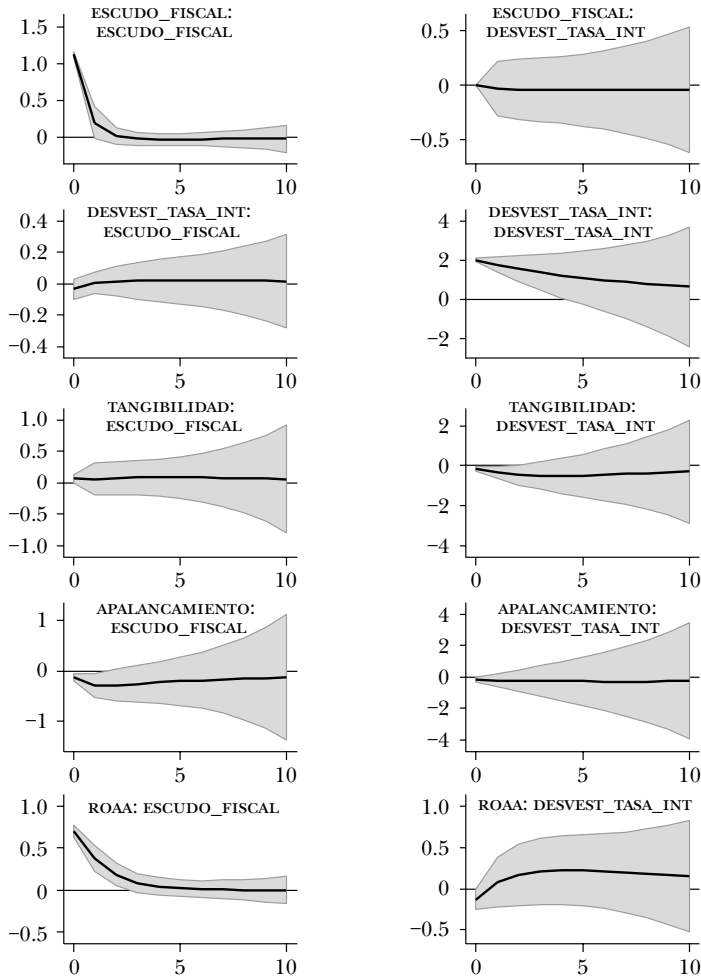
Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

Gráfica B.3

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DE PANEL PARA FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR MÓVIL DE LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS, POR GRUPOS DE EMPRESAS SEGÚN SU COEFICIENTE DE APALANCAMIENTO

Pasivos totales entre activos totales

a) *Empresas con un coeficiente de apalancamiento menor que la mediana (<51.02%)*



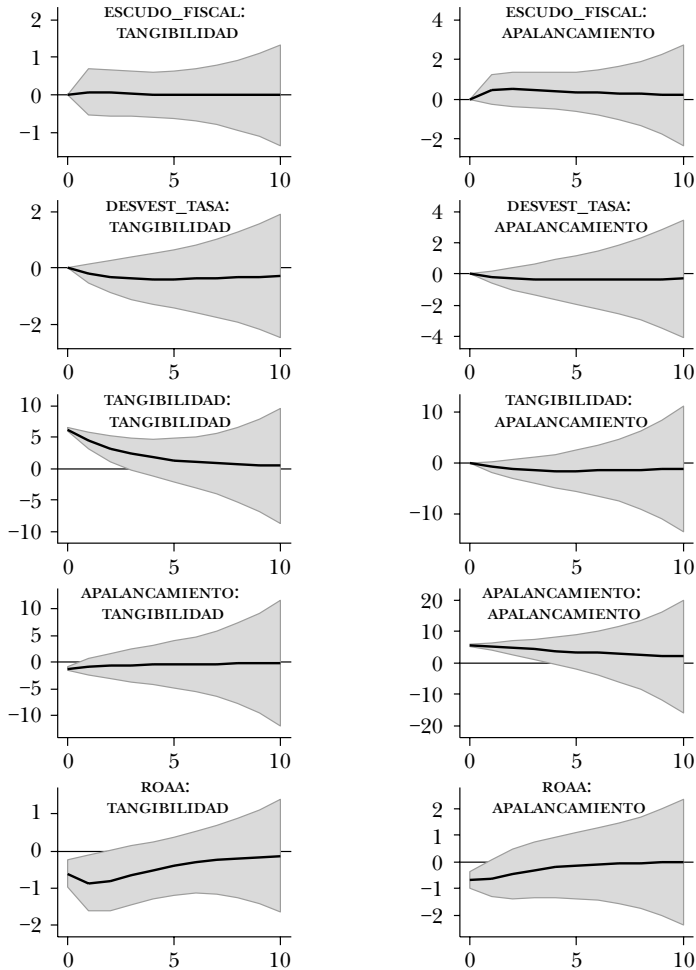
■ IC del 90% — Funciones de respuesta al impulso ortogonalizadas

Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DE PANEL PARA FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR MÓVIL DE LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS, POR GRUPOS DE EMPRESAS SEGÚN SU COEFICIENTE DE APALANCAMIENTO

Pasivos totales entre activos totales

a) *Empresas con un coeficiente de apalancamiento medio menor que la mediana (<51.02%)*



■ IC del 90% — Funciones de respuesta al impulso ortogonalizadas

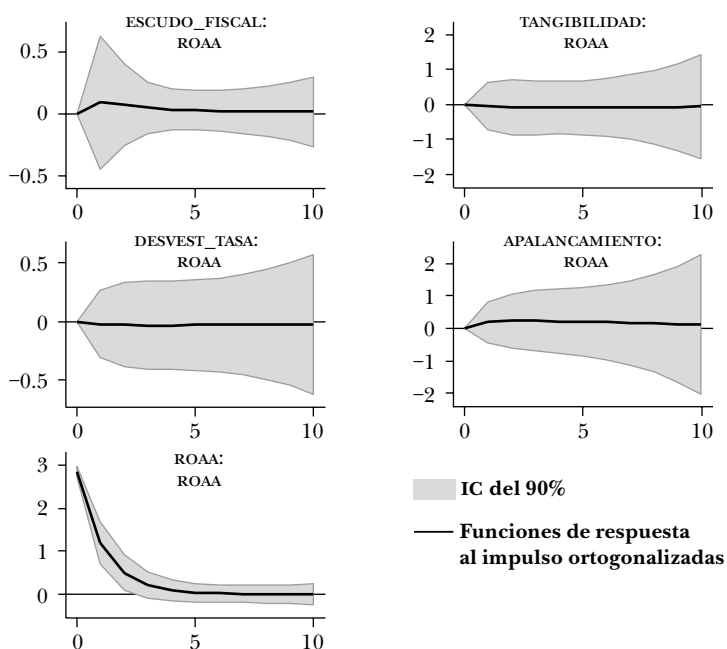
Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

Gráfica B.4 (cont.)

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DE PANEL PARA FACTORES DETERMINANTES DEL FINANCIAMIENTO A EMPRESAS Y LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR MÓVIL DE LA TASA DE INTERÉS IMPLÍCITA COMO VALOR SUSTITUTO DE LAS CONDICIONES FINANCIERAS, POR GRUPOS DE EMPRESAS SEGÚN SU COEFICIENTE DE APALANCAMIENTO

Pasivos totales entre activos totales

a) Empresas con un coeficiente de apalancamiento medio menor que la mediana (<51.02%)

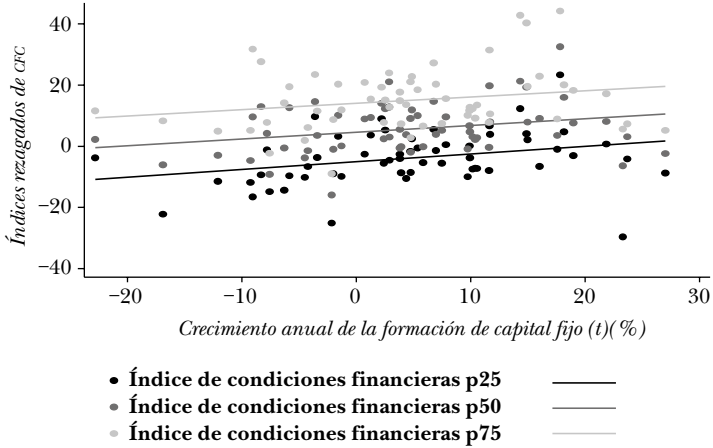


Las funciones de respuesta al impulso se obtienen con la descomposición de varianza de Cholesky. Todas las variables se transformaron utilizando la ortogonalización que proponen Arellano y Bover (1995), mediante el procedimiento de Helmert. Todos los efectos por país se incluyeron restando las medias de cada variable calculada para cada año y país. Las variables se ordenaron según el criterio de la prueba de causalidad de Granger-Wald. Los intervalos de confianza se generaron con una simulación de Monte-Carlo con 1,000 repeticiones.

Gráfica B.5

**ÍNDICE REZAGADO DE CONDICIONES FINANCIERAS EMPRESARIALES
Y CRECIMIENTO DE LA FORMACIÓN DE CAPITAL FIJO**

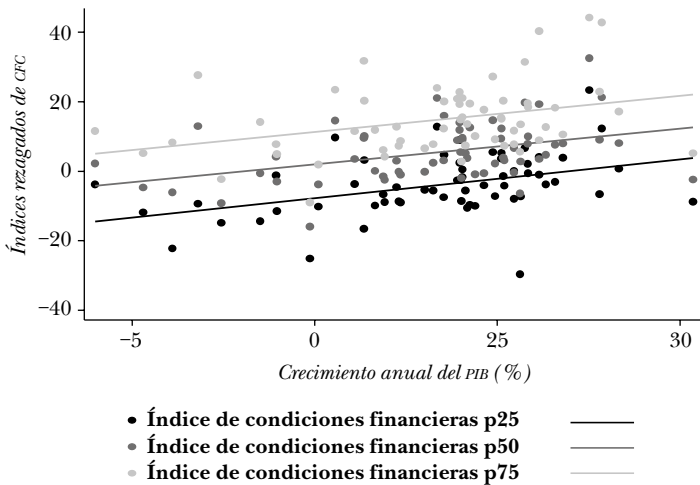
Cuantiles seleccionados de ICFC para las diez países de muestra,
cálculos de autores y WB-WDI



Gráfica B.6

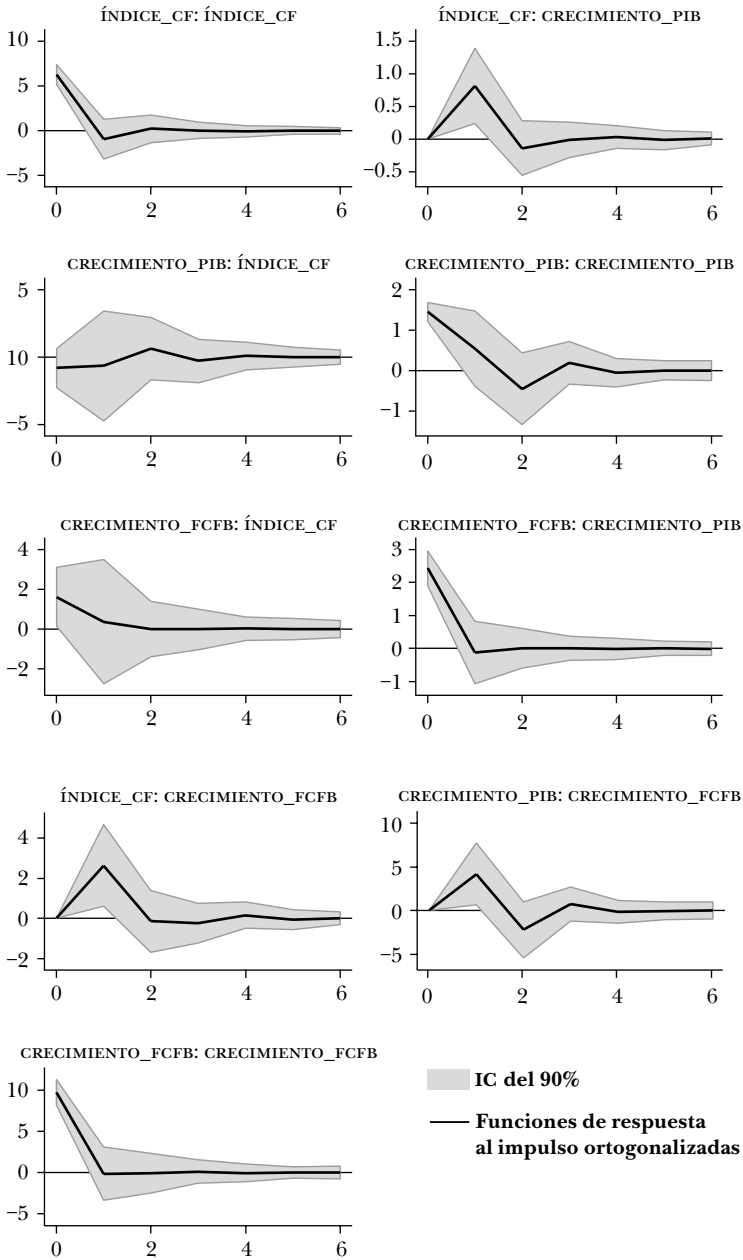
**ÍNDICE REZAGADO DE CONDICIONES FINANCIERAS EMPRESARIALES
Y CRECIMIENTO DEL PIB**

Cuantiles seleccionados de ICFC para las diez países de muestra,
cálculos de autores y WB-WDI



Gráfica B.7

RESPUESTAS AL IMPULSO DE LA AUTORREGRESIÓN VECTORIAL DE PANEL PARA EL ÍNDICE DE CONDICIONES FINANCIERAS Y LAS VARIABLES MACROECONÓMICAS



Bibliografía

- Abrigo, M. R., e I. Love (2016), “Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata”, *The Stata Journal*, vol. 16, núm. 3, pp. 778-804.
- Arellano, M., y S. Bond (1991), “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *The Review of Economic Studies*, vol. 58, núm. 2, pp. 277-297.
- Arellano, M., y O. Bover (1995), “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models”, *Journal of Econometrics*, vol. 68, núm. 1, pp. 29-51.
- Balfoussia, Hiona, y Heather D. Gibson (2016), *Firm Investment and Financial Conditions in the Euro Area: Evidence from Firm-level Data*, Working Paper, núm. 208, Bank of Greece.
- Blundell, R., y S. Bond (1998), “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, vol. 87, núm. 1, pp. 115-143.
- Bond, S., D. Harhoff y J. van Reenen (1999), *Investment, R&D and Financial Constraints in Britain and Germany*, Working Paper, núm. 99/5, Institute for Fiscal Studies.
- Bradley, M., G. A. Jarrell y E. Kim (1984), “On the Existence of an Optimal Capital Structure: Theory and Evidence”, *The Journal of Finance*, vol. 39, núm. 3, pp. 857-878.
- DeAngelo, H., y R. W. Masulis (1980), “Optimal Capital Structure under Corporate and Personal Taxation”, *Journal of Financial Economics*, vol. 8, núm. 1, pp. 3-29.
- Fama, E. F., y K. R. French (2002), “Testing Trade-off and Pecking Order Predictions about Dividends and Debt”, *Review of Financial Studies*, vol. 15, núm. 1, pp. 1-33.
- Flannery, M. J., y K. P. Rangan (2006), “Partial Adjustment toward Target Capital Structures”, *Journal of Financial Economics*, vol. 79, núm. 3, pp. 469-506.
- Frank, M. Z., y V. K. Goyal (2007), “Trade-off and Pecking Order Theories of Debt”, en *Handbook of Empirical Corporate Finance*, vol. 2 (2008), B. Espen Eckbo, pp. 135-202.
- Fuertes, A., y J. M. Serena (2014), “Firms’ Financial Soundness and Access to Capital Markets”, *Financial Stability Review*, vol. 27, Banco de España, pp. 113-132.
- Gilchrist, S., y C. Himmelberg (1998), *Investment, Fundamentals and Finance*, NBER Working Paper, núm. 6652.

- Gilchrist, Simon, Raphael Schoenle, Jae W. Sim y Egon Zakrajsek (2015), *Inflation Dynamics during the Financial Crisis*, Finance and Economics Discussion Series, núm. 2015-012, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, <<http://dx.doi.org/10.17016/FEDS.2015.012>>.
- Gomes, Joao F. (2001), “Financing Investment”, *American Economic Review*, pp. 1263-1285.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, vol. 2, Princeton University Press, Princeton.
- Harris, M., y A. Raviv (1991), “The Theory of Capital Structure”, *The Journal of Finance*, vol. 46, núm. 1, pp. 297-355.
- Hattori, M., y E. Takats (2015), *The Role of Debt Securities Markets*, BIS Paper, núm. 83c.
- Hernando, Ignacio, y Carmen Martínez-Carrascal (2008), “The Impact of Financial Variables on Firms’ Real Decisions: Evidence from Spanish Firm-level Data”, *Journal of Macroeconomics*, vol. 30, núm. 1, pp. 543-561.
- Huang, R., y J. R. Ritter (2009), “Testing Theories of Capital Structure and Estimating the Speed of Adjustment”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 44, núm. 02, pp. 237-271.
- Jensen, M. C., y W. H. Meckling (1976), “Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure”, *Journal of Financial Economics*, vol. 3, núm. 4, pp. 305-360.
- La Rocca, M., T. La Rocca, y A. Cariola (2011), “Capital Structure Decisions during a Firm’s Life Cycle”, *Small Business Economics*, vol. 37, pp. 107-130.
- Lemmon, M. L., M. R. Roberts y J. F. Zender (2008), “Back to the Beginning: Persistence and the Cross-section of Corporate Capital Structure”, *The Journal of Finance*, vol. 63, núm. 4, pp. 1575-1608.
- López-García, J., y F. Sogorb-Mira (2008), “Testing Trade-off and Pecking Order Theories Financing SMEs”, *Small Business Economics*, vol. 31, núm. 2, pp. 117-136.
- Love, I., y I. Zicchino (2006), “Financial Development and Dynamic Investment Behavior: Evidence from Panel VAR”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 46, núm. 2, pp. 190-210.
- Lütkepohl, H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer Science & Business Media.

- Michaelas, N., F. Chittenden y P. Poutziouris (1999), "Financial Policy and Capital Structure Choice in UK SMEs: Empirical Evidence from Company Panel Data", *Small Business Economics*, vol. 12, núm. 2, pp. 113-130.
- Myers, S. C. (1977), "Determinants of Corporate Borrowing", *Journal of Financial Economics*, vol. 5, núm. 2, pp. 147-175.
- Myers, S. C. (1984), "The Capital Structure Puzzle", *The Journal of Finance*, vol. 39, núm. 3, pp. 574-592.
- Myers, S. C., y N. S. Majluf (1984), "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors Do Not Have", *Journal of Financial Economics*, vol. 13, núm. 2, pp. 187-221.
- Rajan, R. G., y L. Zingales (1995), "What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data", *The Journal of Finance*, vol. 50, núm. 5, pp. 1421-1460.
- Ramalho, J.S., y J. V. da Silva (2009), "A Two-part fractional Regression Model for the Financial Leverage Decisions of Micro, Small, Medium and Large Firms", *Quantitative Finance*, vol. 9, núm. 5, pp. 621-636.
- Serrasqueiro, Z., y A. Caetano (2015), "Trade-off Theory versus Pecking Order Theory: Capital Structure Decisions in a Peripheral Region of Portugal", *Journal of Business Economics and Management*, vol. 16, núm. 2, pp. 445-466.
- Shyam-Sunder, L., y S. C. Myers (1999), "Testing Static Tradeoff against Pecking Order Models of Capital Structure", *Journal of Financial Economics*, vol. 51, núm. 2, pp. 219-244.
- Smith, C. W., y R. M. Stulz (1985), "The Determinants of Firms' Hedging Policies", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 20, núm. 04, pp. 391-405.
- Sogorb-Mira, F. (2005), "How SME Uniqueness Affects Capital Structure: Evidence from a 1994-1998 Spanish Data Panel", *Small Business Economics*, vol. 25, núm. 5, pp. 447-457.
- Titman, S., y R. Wessels (1988), "The Determinants of Capital Structure Choice", *The Journal of Finance*, vol. 43, núm. 1, pp. 1-19.
- Windmeijer, F. (2005), "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators", *Journal of Econometrics*, vol. 126, núm. 1, pp. 25-51.

La demanda de crédito de las personas: el RCC conoce a la ENAHO

Nikita Céspedes Reynaga

Resumen

En este documento se estudia la demanda de crédito de los individuos en Perú. Se emplea una base de datos única que resulta de la fusión de los datos administrativos de los créditos bancarios incluidos en el Registro Consolidado de Créditos (RCC) y la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO). Los datos permiten identificar de manera ideal el monto del crédito y la tasa de interés, así como las características de la oferta y demanda de cada crédito otorgado en el sistema bancario peruano. La elasticidad de la demanda de crédito respecto a la tasa de interés es aproximadamente -0.29 , valor que implica que un incremento del 1% en la tasa de interés de mercado hace que la demanda de crédito sea menor en 0.29%. Esta elasticidad es ligeramente inferior a la evidencia internacional y es heterogénea según el tipo de crédito, según la moneda en la cual se otorga el crédito y según el ingreso y la educación de las personas que obtienen el crédito.

Palabras clave: demanda de crédito, efecto de balance general, heterogeneidad.

Clasificación JEL: E21, E44, E51, E52.

N. Céspedes Reynaga <nikitacr@gmail.com>, Banco Central de Reserva del Perú. Se agradece por los valiosos comentarios a Paul Castillo, Zenón Quispe y a los participantes del Seminario de Investigación Económica del Banco Central de Reserva del Perú. Del mismo modo se agradece la información provista por Eduardo Costa, Amílcar Vélez, Nancy Hidalgo y Aníbal Galarreta. Las opiniones que se expresan en este documento son de exclusiva responsabilidad del autor.

Abstract

This paper examines the demand for credit at the individual level in Peru. It uses a unique database resulting from merging the Credit Registry (RCC) and the National Household Survey (ENAHO). The data allows for ideally identifying the amount of credit and the interest rate as well as the characteristics of each credit granted in the Peruvian banking system. It also includes indicators of the supply of each credit, which is key for the identification of demand. The elasticity of the demand for credit relative to the interest rate is estimated using a two-step procedure proposed by Heckman (1979) and is approximately -0.29 . This value means that a rise in the market interest rate by 1% implies a reduction in the demand for credit by 0.29%. This elasticity is slightly lower than the one provided by international evidence and is highly heterogeneous throughout credit types and features of individual debtors.

Keywords: demand for credit, balance sheet effect, heterogeneity.

JEL classification: E21, E44, E51, E52.

1. INTRODUCCIÓN

El crédito como mecanismo de financiamiento de las empresas o los hogares es un engranaje fundamental del desarrollo económico de los países. El estudio de los fundamentos que influyen en el crédito de los hogares o las empresas ha recibido una considerable atención en los años posteriores a la crisis financiera internacional iniciada en el 2008, tanto por parte de la comunidad académica como de los responsables de la política económica. La razón de este mayor interés ha sido la creciente participación de las personas en el mercado de crédito que ha inducido a que estos agentes reciban los beneficios del mercado de crédito y, al mismo tiempo, estén expuestos a las fluctuaciones financieras. Este es el caso, por ejemplo, de la crisis financiera de 2008 cuyos efectos se

han propagado más allá del sector empresarial llegando hasta el segmento de los hogares.¹ En este artículo se estudian las características del crédito de las personas en Perú y al mismo tiempo se estima la demanda de crédito para este segmento de los agentes económicos. Consideramos que el estudio se justifica por la cada vez mayor participación de los hogares en el mercado crediticio formal peruano; además, la economía peruana y su mercado de crédito tienen características institucionales e idiosincrásicas que la diferencia de otras, como por ejemplo la dolarización de créditos, su régimen monetario de inflación objetivo y la alta exposición de la economía a las crisis externas.

Sobre las tendencias agregadas, el crédito de los hogares en el ámbito internacional ha venido creciendo durante los últimos decenios (FMI, 2012), y en Perú se ha presentado una evidencia similar.² Así, entre 2001 y 2016 el crédito de consumo creció a una tasa promedio anual del 19%, pasando de representar el 4.2% del PIB en el 2001 al 14.8% del PIB en el 2016 (ver la gráfica 1). Este alto crecimiento del crédito ha sido suficiente para alterar la composición entre crédito de consumo y crédito a empresas. Así, en el 2001 el crédito de consumo representaba

¹ Al respecto, hay abundante bibliografía internacional que sugiere que el crédito empresarial tiene efectos positivos sobre el crecimiento de la economía mediante una mayor inversión y la consiguiente mayor acumulación de capital físico, mientras que el crédito a los hogares tiene un efecto menos claro en el crecimiento y funciona más como un mecanismo que podría mejorar el bienestar de los hogares mediante la suavización intertemporal del consumo ante choques adversos que estos enfrentan (Hall, 1978).

² Los factores que han contribuido a esta expansión del crédito son diversos, entre los que destacan: bajas tasas de inflación y de interés, mayores ingresos o salarios en un entorno de alto crecimiento económico, apertura del mercado de capitales, mayor flujo de capitales y mejores ofertas de crédito en un contexto de buen desempeño macroeconómico que se refleja en bajos niveles de riesgo país, etcétera.

el 18% del total de créditos y en el 2016 este porcentaje se incrementó al 37%. Al respecto, la evidencia internacional sugiere que el alto crecimiento de la participación del crédito de consumo en el crédito total puede constituir una fuente de vulnerabilidad de este segmento de la población ante eventos adversos, tanto del sistema financiero como de parte de los hogares (BIS, 2006; FMI, 2016). Este último punto es una razón adicional para estudiar o entender las características de los factores determinantes del crédito de hogares en Perú.

Otro aspecto de utilidad del presente estudio es la estimación de la elasticidad de la demanda del crédito, la que en condiciones financieras estables permite medir el ajuste necesario en la tasa de interés de política monetaria orientado a corregir desviaciones de la inflación con relación al nivel de estabilidad de precios a través del canal de transmisión crediticia, en la línea de Bernanke y Blinder (1988). En términos generales, esta elasticidad registra la transmisión a los hogares de los cambios que enfrenta el sistema financiero (choques de oferta de crédito) debido, por ejemplo, a cambios en la política monetaria de la Reserva Federal o crisis financieras externas que se propagan mediante las restricciones crediticias internacionales. Este último es el caso de la crisis financiera internacional de 2008-2009 que marcó el inicio de mayores costos de financiamiento de las economías pequeñas como la peruana.

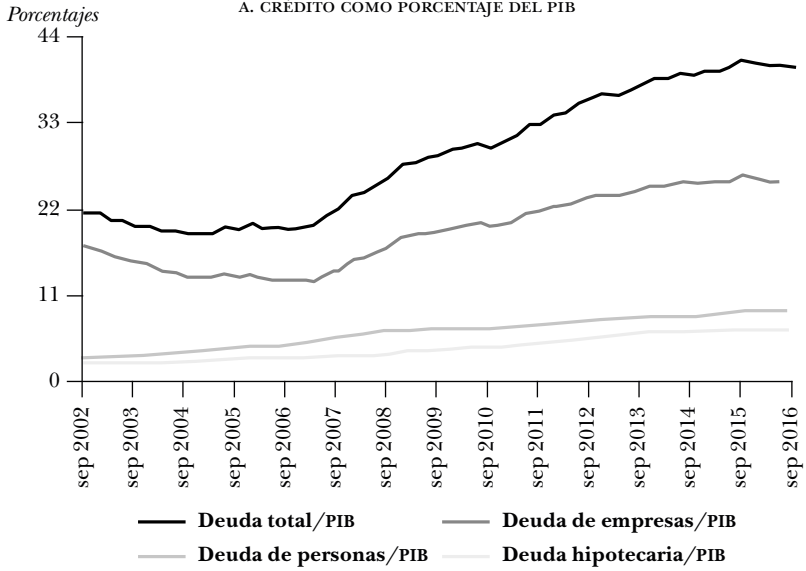
Este estudio presenta nuevas pruebas sobre la importancia de la dolarización en el mercado de crédito en Perú. Cabe recordar que la dolarización es una de las (mayores) vulnerabilidades de la economía peruana desde inicios del decenio de los noventa. La dolarización de créditos alcanzó su máximo histórico en diciembre de 1999, cuando los créditos en dólares constituyeron el 81.7% del crédito total.³ Hacia fines de 2015, y luego de una larga batalla en términos de política económica y de estabilidad macroeconómica, la dolarización se ha

³ Corresponde al coeficiente de dolarización (%) de las sociedades de depósito al sector privado (fin de periodo).

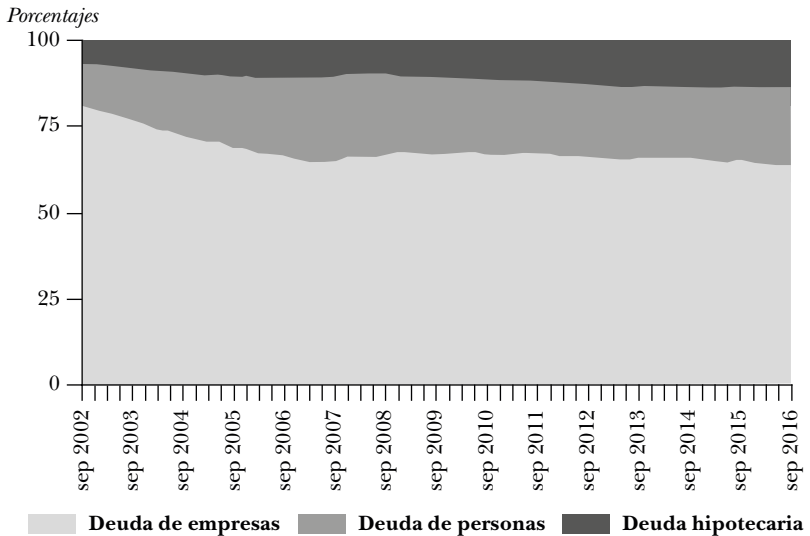
Gráfica 1

PERÚ: EVOLUCIÓN DEL CRÉDITO

A. CRÉDITO COMO PORCENTAJE DEL PIB



B. COMPOSICIÓN DEL CRÉDITO



Nota: se muestra el crédito (saldos) de las sociedades de depósito al sector privado, por tipo de crédito.

Fuente: Banco Central de Reserva del Perú.

reducido a cerca del 30% del total de créditos. Siendo la dolarización un fenómeno que afecta a un limitado número de países, los estudios empíricos sobre la demanda de créditos en moneda extranjera se han limitado a algunos casos particulares⁴ y no se ha encontrado estudios para Perú.⁵

Los estudios sobre la dolarización de los créditos por persona son escasos en el ámbito internacional, y en el caso peruano, inexistentes. Por ejemplo, Beer *et al.* (2010) realizan un análisis del comportamiento de endeudamiento de los hogares austríacos y estiman la influencia de las características del hogar, que se dividen en factores subjetivos (por ejemplo, percepción de

⁴ En el medio internacional diversos autores han estudiado el endeudamiento en moneda extranjera a nivel agregado, mientras que un número menor de estudios se dedican a caracterizar la demanda de crédito por empresa. Por ejemplo, Brown *et al.* (2011) y Cowan *et al.* (2005) incorporan características por empresa en un modelo teórico que considera el comportamiento de endeudamiento de las pequeñas empresas. Estos modelos hacen hincapié en el papel de la infraestructura institucional y de cumplimiento, la información imperfecta de los bancos y la composición monetaria de los ingresos. Brown *et al.* (2011) consideran varios factores determinantes a nivel micro del endeudamiento de las empresas en Bulgaria (empleando datos de préstamos a por empresa entre 2003 y 2007). Su modelo incorpora tanto las características de la oferta (características bancarias) como los factores determinantes de la demanda (características de la empresa) de los préstamos en moneda extranjera. Sus resultados demuestran que las empresas comparativamente mayores y más viejas, así como las empresas con menores costos de socorro en caso de incumplimiento, demandan más préstamos en moneda extranjera. Al mismo tiempo, los bancos conceden préstamos en moneda extranjera principalmente para inversiones fijas y para proyectos a largo plazo.

⁵ Los datos utilizados corresponden a los periodos de alta dolarización, incluso en el caso de los créditos de hogares, por lo cual es posible utilizar los estimados del estudio para caracterizar los probables efectos de los choques externos sobre el bienestar de los hogares mediante el canal del crédito tanto en moneda nacional como en moneda extranjera.

riesgo, conocimiento financiero y educación) y factores objetivos (por ejemplo, sociodemográficos). De acuerdo con sus resultados, los prestatarios en moneda extranjera suelen ser menos aversos al riesgo, mayores en edad, financieramente mejor educados y más ricos. Pellényi y Bilek (2009) presentan un análisis de datos de encuestas para préstamos en moneda extranjera en el sector de los hogares en Europa del Este. Al analizar los datos de encuestas de los hogares húngaros recopilados en 2008, encuentran que los prestatarios en moneda extranjera tienden a ser más aversos al riesgo y más conscientes de los riesgos cambiarios.⁶

En este documento se estudia a la demanda de créditos de las personas haciendo uso de datos desagregados por cada uno de los créditos. Este procedimiento constituye un avance en el conocimiento sobre el mercado de crédito, en especial en Perú, donde no se han encontrado documentos publicados al respecto.⁷

El análisis utiliza una base de datos única que resulta de la combinación entre la ENAHO y el RCC, lo cual al ser un registro administrativo permite identificar sin error de medida el monto del crédito y la tasa de interés por préstamo bancario de cada persona, esto por tipo de moneda del crédito y por tipo de crédito, y las características de las personas que acceden al

⁶ Además, en estudios recientes se estudia la demanda de crédito utilizando datos por personas. Este es el caso de Fidrmuc *et al.* (2013), quienes estudian los factores determinantes del crédito en moneda extranjera en nueve países de Europa del Este y encuentran que la falta de confianza de los hogares en la estabilidad de la moneda nacional es un elemento relevante al momento de tomar créditos en moneda extranjera. Este último estudio considera además a las remesas externas como elemento relevante para la toma de créditos en moneda extranjera.

⁷ Entre los estudios sobre el crédito por hogares en Perú se tiene a Cámara *et al.* (2013) y Alfageme y Ramírez-Rondán (2016), quienes en líneas generales estudian los factores determinantes de la participación en el mercado de crédito hipotecario utilizando la ENAHO.

crédito. Con esta consideración, es posible caracterizar la heterogeneidad del crédito según las características observables de las personas que acceden al crédito según tipo de moneda, la edad, los niveles de ingreso, la región de residencia, las características laborales, y la informalidad, entre otras. Luego de la caracterización del crédito, se estima la demanda de crédito por persona. Esta demanda permite identificar la sensibilidad del crédito ante cambios de la tasa de interés, luego de incorporar las características observables de la demanda y las características institucionales de la oferta de crédito. El método de estimación consiste en un procedimiento de dos etapas (Heckman, 1979). En una primera etapa se estima una ecuación de participación en el mercado de crédito y en la segunda etapa se estima la demanda de crédito propiamente dicha, que relaciona al crédito con la tasa de interés y un grupo de controles relevantes.

De los resultados destaca la alta heterogeneidad del crédito según las características observables de las personas. Destaca la heterogeneidad según el ingreso de las personas; las que tienen acceso al crédito formal cuentan con altos ingresos. Congruente con lo anterior, el crédito está concentrado en Lima entre las personas de mediana edad y entre las más educadas. Asimismo, el acceso al crédito formal de los trabajadores en situación de informalidad. Sobre la estimación de la demanda de crédito, se encuentra que la elasticidad de esta respecto a la tasa de interés es -0.29 , valor heterogéneo según algunas características observables de los empréstitos y las personas como el tipo de crédito, la moneda en la cual se otorga, la región geográfica y la informalidad. Asimismo, la elasticidad promedio encontrada es menor a las estimadas en los trabajos que utilizan datos administrativos de similar calidad, lo cual es compatible con la presencia de un mercado de crédito poco elástico y de baja competencia.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se presentan las fuentes de información y se discute la metodología de construcción de los datos. En la

sección 3 se expone la heterogeneidad del crédito según diversas categorías de las personas, en la 4 se presenta el modelo que justifica la ecuación de la demanda de crédito, en la 5 se presenta la estimación econométrica, y en la 6 se resumen los principales resultados.

2. DATOS

Los datos provienen de dos fuentes de información. Primero se tienen los datos administrativos de los créditos de las personas con las entidades financieras registradas en el Reporte Consolidado de Créditos (RCC). Esta información la consolida cada mes la Superintendencia de Banca y Seguros, y el número de datos registrados corresponde a toda la población con obligaciones crediticias en el sistema bancario. La información del RCC corresponde al saldo de crédito de cada persona por entidad bancaria. Cabe señalar que esta información corresponde a todos los créditos que tienen las personas, de modo que se identifica el tipo de crédito y el tipo de moneda. El número de créditos registrados varía según el mes en consideración; así, por ejemplo, en diciembre de 2014 el número de créditos considerados fue de 12.4 millones, lo cual corresponde a un total de 5.7 millones de personas con créditos en el sistema bancario formal.

La otra fuente de información es la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) que realiza anualmente el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). Esta base de datos registra los datos de las personas en diversos aspectos como los laborales o personales, los cuales permiten identificar las características de la demanda de crédito. Las dos bases de datos se juntan utilizando como llaves comunes al Documento Nacional de Identidad (DNI) y los nombres y apellidos de cada persona para datos entre 2008 y 2014, y como resultado se consigue un total de 95,037 personas comunes en ambas bases de datos. Considerando que el total de personas registradas en la ENAH entre el 2008 y 2014 es de aproximadamente 500,000,

Cuadro 1

CARACTERÍSTICAS DEL CRÉDITO EN LA MUESTRA

Porcentajes

	<i>ENAHO</i>	
	<i>RCC</i>	<i>y RCC</i>
Dolarización de crédito hipotecario (núm. de créditos)	32.0	35.0
Dolarización de crédito hipotecario (saldos)	34.6	38.1
Dolarización de crédito consumo (núm. de créditos)	4.2	3.3
Dolarización de crédito consumo (saldos)	7.7	5.9

Notas: la segunda columna (RCC) corresponde al año 2014.

Fuentes: ENAHO, RCC, 2008-2014.

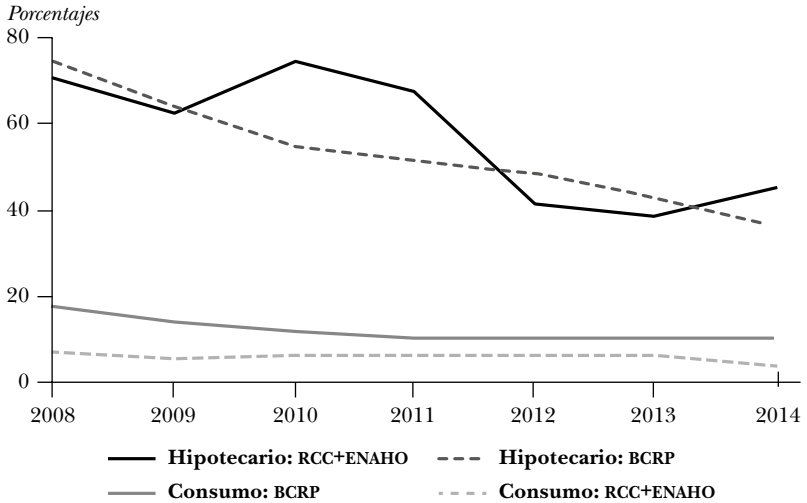
el número de personas con créditos en la muestra final en estos años es representativa del total de personas que acceden al crédito formal en Perú de estos años.

La muestra de crédito en la base de datos final tiene representatividad nacional. Esta afirmación se fundamenta al comparar los indicadores de crédito estimados en la base final con los indicadores estimados en el RCC y en la ENAHO. De este modo, hay similitud entre la proporción de personas con crédito presentes en la base final con el correspondiente valor que aparecen en los datos originales del RCC (ver el cuadro 1). Del RCC se estima la proporción de personas con crédito en el sistema bancario. Como es de esperarse, este último valor es inferior a la proporción de personas con crédito total tanto en el sistema bancario como de otras entidades (informales).

Otro indicador útil que se usa como control de calidad de los datos utilizados son los datos agregados de dolarización de créditos. De este modo, se puede verificar que las tendencias de la dolarización de créditos de hogares informadas por el Banco Central de Reserva del Perú son similares a los que contiene la base de datos final que se obtiene de fusionar la ENAHO y el RCC, como se puede observar en la gráfica 2.

Gráfica 2

**DOLARIZACIÓN DE CRÉDITOS SEGÚN DATOS DEL BCRP
Y DE LA RCC-ENAH0**



Nota: se muestra el porcentaje de saldos de créditos en moneda extranjera respecto al total de créditos.

Fuente: SBS, BCRP; ENAH0 y RCC, 2008-2014.

Para estimar la demanda de crédito se requieren indicadores de la tasa de interés de cada uno de los créditos. Si bien no se dispone de una medida directa de la tasa de interés, en este documento se estima la tasa de interés implícita de cada crédito utilizando los rendimientos de los créditos. Esto en la práctica corresponde a los intereses cobrados (devengados) mensualmente por las entidades financieras por cada uno de los créditos otorgados. El indicador de la tasa de interés promedio así calculado se relaciona de cerca con las tasas de interés publicadas por la SBS, es decir, se mantienen los hechos estilizados conocidos de este indicador, como por ejemplo la tasa de interés de los créditos hipotecarios es menor, los créditos de consumo mantienen tasas menores, y la tendencia de las tasas de interés en promedio ha sido decreciente en el periodo de estudio.

3. LAS CARACTERÍSTICAS DEL CRÉDITO POR HOGARES

3.1 Estadísticas descriptivas

El crédito y la tasa de interés en el modelo empírico deben estar expresados en logaritmos. Esto es particularmente útil en este caso, pues para garantizar la eficiencia de los estimadores del modelo, los primeros y segundos momentos de las series utilizadas deben estar bien definidos. La inspección casual de las series sugiere que estas tienen una distribución logarítmica normal, debido a una considerable cantidad de personas con créditos bajos y una muy pequeña proporción de personas con créditos muy altos. Los estimados de la tasa de interés tienen un comportamiento similar, con lo cual el uso de logaritmos induce a las series a la normalidad y garantiza la estabilidad de la varianza de los estimadores.⁸ Con esta consideración las estadísticas descriptivas corresponden a las series en logaritmos.

La heterogeneidad del crédito en lo concerniente a sus principales momentos es destacable, por lo cual la estimación considera estos efectos promedio. El crédito hipotecario promedio es mayor que el crédito a microempresas y también al crédito de consumo. Asimismo, hay diferencias en términos del crédito en moneda nacional y aquellos denominados en moneda extranjera. Los datos del cuadro 2 muestran heterogeneidad en términos de las características observables de las personas como son la edad, el ingreso, la región de residencia, entre otras características. Esta heterogeneidad encontrada en términos del monto del crédito también se observa en términos de la tasa de interés implícita estimada, como se muestra en el cuadro 3. Estos dos hechos estilizados sugieren que la regresión estimada para medir la elasticidad de la demanda de crédito debe controlarse por la heterogeneidad de la demanda.

⁸ Al comparar la distribución del crédito tanto en niveles como en logaritmos, la serie en logaritmos tiene una distribución aproximadamente normal, como se puede ver en las gráficas A.1 a A.4 en el anexo.

Cuadro 2

**CARACTERÍSTICAS DEL CRÉDITO POR PERSONA SEGÚN TIPO DE CRÉDITO Y MONEDA
(MONTO DEL CRÉDITO EN LOGARITMOS)**

	<i>Tipo de crédito</i>											
	<i>Consumo</i>				<i>Microempresa</i>				<i>Hipotecario</i>			
	<i>MN</i>	<i>SD</i>	\bar{X}	<i>ME</i>	<i>MN</i>	<i>SD</i>	\bar{X}	<i>ME</i>	<i>MN</i>	<i>SD</i>	\bar{X}	<i>ME</i>
Promedio	7.91	2.36	7.33	3.10	8.54	2.23	12.06	2.51	11.57	1.45	11.48	1.96
<i>Quintiles</i>												
I	8.07	2.43	7.02	2.87	8.38	2.3	13.26	1.79	12.15	2.12	11.67	1.59
II	8.20	2.51	9.14	3.65	8.50	2.28	12.22	2.74	10.78	1.56	13.42	2.59
III	7.99	2.43	7.52	3.87	8.53	2.22	11.76	2.35	11.01	1.06	12.44	2.15
IV	7.85	2.31	6.96	3.38	8.53	2.16	11.45	2.23	11.42	1.54	11.22	2.04
V	7.88	2.32	7.36	2.90	8.79	2.18	12.12	2.52	11.71	1.46	11.47	1.88
<i>Edad</i>												
17 a 24	7.56	2.07	7.21	3.10	8.19	2.26	13.10	2.35	11.26	1.46	10.91	1.16
25 a 34	7.60	2.24	6.78	2.91	8.49	2.24	12.56	2.30	11.71	1.13	12.73	2.01
35 a 44	7.94	2.37	7.60	3.10	8.54	2.22	11.04	2.47	11.57	1.50	11.27	1.73
45 a 54	8.15	2.40	7.26	3.20	8.59	2.22	12.51	2.40	11.47	1.64	11.36	1.85
55 a 100	8.11	2.47	7.90	3.13	8.72	2.23	11.78	2.53	11.59	1.39	11.46	2.31

Cuadro 2 (cont.)

	Tipo de crédito											
	Consumo				Microempresa				Hipotecario			
	MN	SD	\bar{X}	ME	MN	SD	\bar{X}	ME	MN	SD	\bar{X}	ME
Costa norte	7.80	2.25	7.04	3.49	8.18	2.12	11.09	1.91	11.26	1.31	11.41	1.78
Costa centro	7.73	1.99	6.68	3.24	8.29	2.03	10.97	3.00	10.39	0.88	10.93	1.77
Costa sur	8.11	2.22	7.22	2.75	8.69	2.25	11.34	2.55	11.38	1.66	11.04	2.02
Sierra norte	8.40	2.43	8.39	3.16	8.26	2.12	11.31	1.84	11.26	1.39	10.59	2.53
Sierra centro	8.13	2.15	7.81	3.99	8.34	2.17	12.04	1.97	11.54	1.33	11.98	2.01
Sierra sur	8.18	2.47	7.08	2.96	8.78	2.29	12.03	2.54	11.31	1.41	12.18	2.20
Selva	8.55	2.28	7.57	3.56	8.57	2.19	13.69	2.26	11.30	1.17	12.00	2.34
Lima Metropolitana	7.71	2.45	7.34	2.99	8.80	2.35	12.64	2.34	12.14	1.49	11.46	1.88
Sin remesa	7.91	2.36	7.33	3.10	8.54	2.23	12.07	2.51	11.57	1.45	11.44	1.93
Con remesa	8.07	2.45	6.74	3.22	8.92	2.40	10.85	-	-	-	15.44	0.29

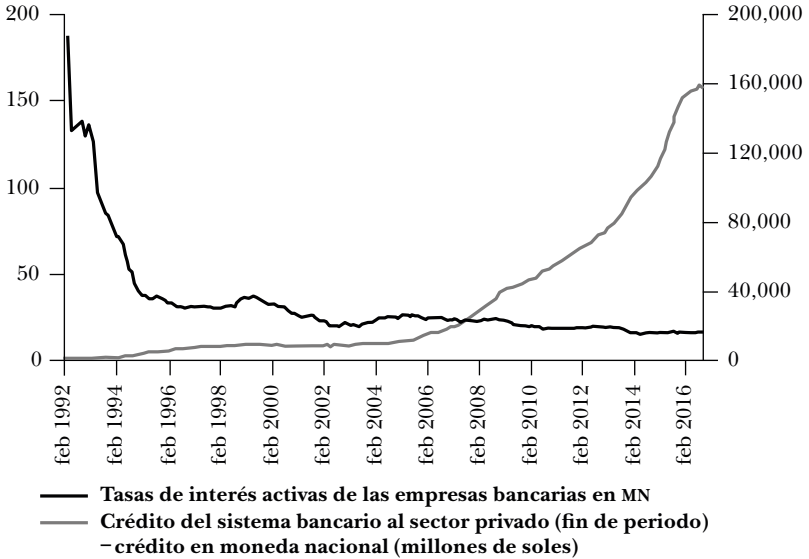
Nota: se informa el promedio \bar{X} y la desviación estándar (SD) del crédito por persona. MN denota moneda nacional y ME moneda extranjera. Nótese que se presenta el promedio del logaritmo del crédito; esto obedece a que la distribución del crédito es lognormal y en este caso el uso de logaritmos caracteriza mejor a la serie en consideración.

Fuentes: ENAHO, RCC, 2008-2014.

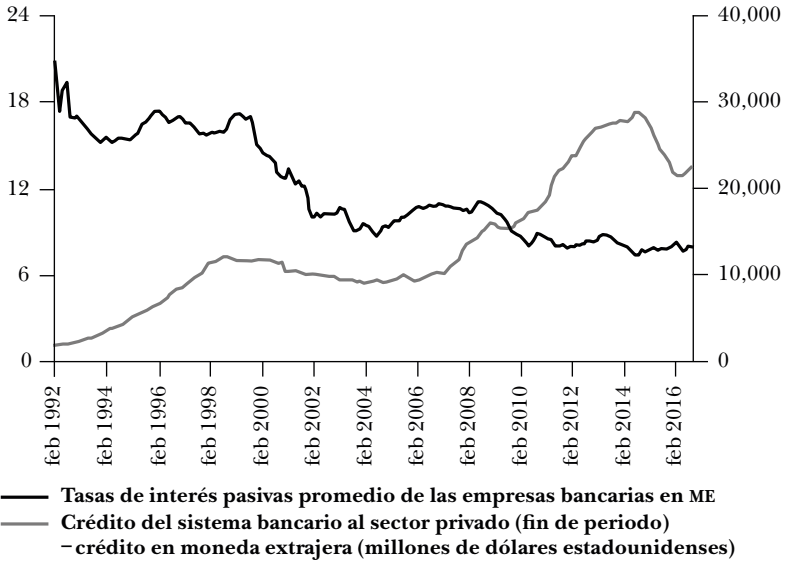
Gráfica 3

CRÉDITO Y TASA DE INTERÉS A NIVEL AGREGADO

A. CRÉDITO Y TASA DE INTERÉS EN MONEDA NACIONAL



B. CRÉDITO Y TASA DE INTERÉS EN MONEDA EXTRANJERA



Nota: identificar la demanda de crédito requiere indicadores de oferta de crédito. Esta identificación no es posible en términos macro.

Fuente: Banco Central de Reserva del Perú.

3.2 Correlación entre la tasa de interés y el crédito

Los datos agregados del crédito y la tasa de interés sugieren una probable correlación negativa entre ellas, como se puede ver en la gráfica 3 para datos de 1992 a 2016. Sin embargo, esta correlación agregada puede no ser correcta en todos los periodos de estudio, siendo por ejemplo la correlación positiva en los años comprendidos entre 2004 y 2008. La estimación de la demanda de crédito agregada, además, se debería corregir por la influencia de variables de índole macroeconómica. Además, si bien no está documentado, la estimación de la demanda de crédito puede estar expuesta a los sesgos de agregación. Con estas consideraciones, tendremos en cuenta que la estimación de la demanda de crédito por agentes podría identificar de manera adecuada la elasticidad que se pretende estimar.

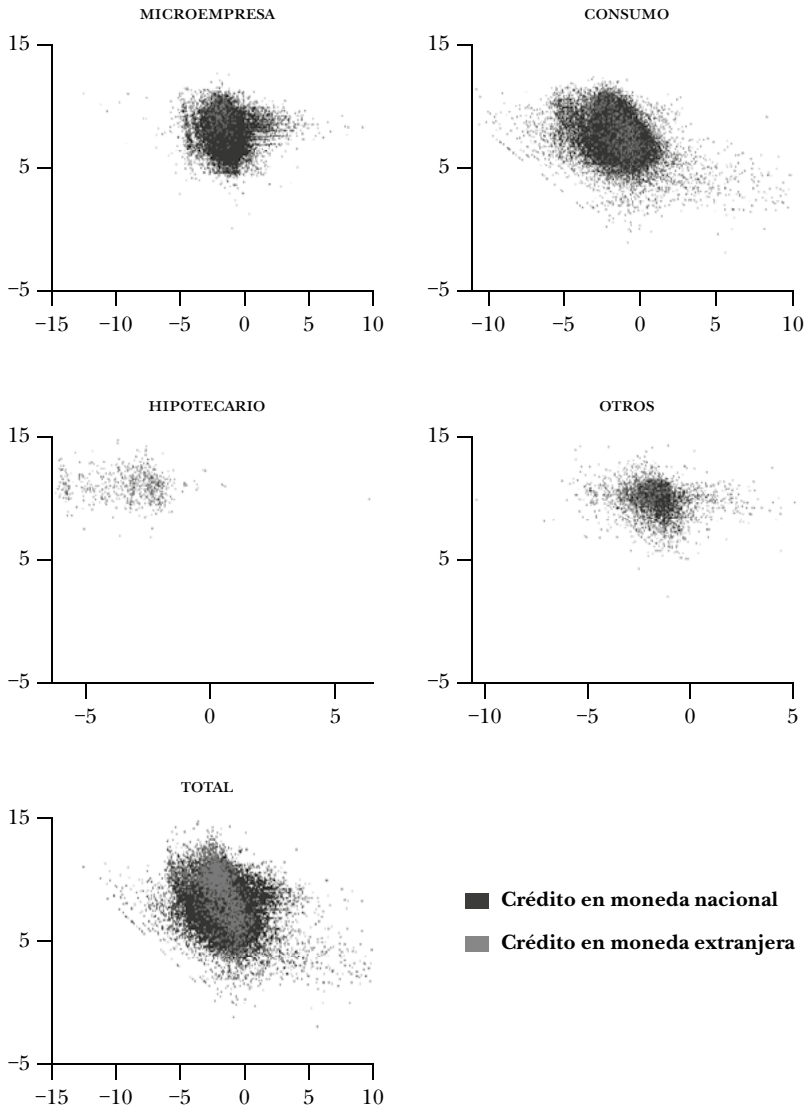
La correlación del crédito y la tasa de interés es difícil de apreciar en una gráfica de dispersión entre el crédito y la tasa de interés, como se ilustra en la gráfica 4. Esta gráfica muestra las correlaciones para todos los créditos considerados (consumo, microempresa, hipotecario) diferenciando la moneda en la cual se denomina el crédito. De estas cinco gráficas, en conjunto con las estadísticas descriptivas mostradas, se deduce que la estimación de una demanda de crédito requiere la introducción de controles adicionales, tanto por el lado de la oferta como por el lado de la demanda.

4. EL MODELO DE DEMANDA DE CRÉDITO

La demanda de crédito relaciona el monto del crédito con la tasa de interés mediante una forma reducida que se puede deducir desde un problema de optimización de los hogares. Este problema es el caso más sencillo en el cual los hogares deciden el monto del crédito con base en los fundamentos del hogar en términos de sus fuentes de ingreso y sus respectivas preferencias representadas en un indicador de aversión, su grado de impaciencia, además de la tasa de interés que estos hogares

Gráfica 4

CORRELACIÓN ENTRE CRÉDITO Y TASA DE INTERÉS



Nota: el crédito está en el eje de las ordenadas y la tasa de interés en el de las abscisas. Las variables están en logaritmos.

Fuentes: RCC y ENAHO, 2008-2014.

enfrentan. Formalmente, se sigue la representación del modelo de elección intertemporal de consumo-ahorro de Hall (1978), cuyo problema de optimización del hogar es el siguiente.

$$1 \quad \max \sum_{t=1}^{\infty} \beta^{t-1} U(c_t),$$

sujeto a:

$$2 \quad c_t + b_t = y_t + (1+r_t)b_{t-1}; \quad \forall t = 1, 2, \dots$$

$$3 \quad c_t \geq 0$$

$$4 \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \left[\frac{1}{1+r_t} \right]^{t+1} b_t \rightarrow 0,$$

donde c_t es el consumo y b_t la tenencia de bonos del hogar en el periodo t ; si $b_t < 0$, representa el monto del crédito del hogar. Las preferencias en cada instante de los hogares, que por simplicidad suponemos de un solo miembro, están descritas por la siguiente función de utilidad: $u_t = \frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma}$. Se consideran los supuestos usuales $u_c(\cdot) > 0$, es decir, el consumo genera utilidad positiva en los individuos. La restricción presupuestaria a la que se enfrentan las familias en cada periodo captura la equivalencia entre fondos y usos de recursos, $c_t + b_t = y_t + (1+r_t)b_{t-1}$. El ingreso del hogar es y_t , r_t es la tasa de interés, β es el factor de descuento subjetivo y σ es el parámetro de aversión al riesgo. Las dos últimas ecuaciones (3 y 4) representan la restricción de consumo positivo y la condición de transversalidad, respectivamente.

La solución de este problema es una secuencia de valores óptimos del consumo y del monto del crédito para todo valor de $t=1, 2, \dots$, los cuales toman los siguientes valores luego de considerar una tasa de interés constante a lo largo del tiempo y una cantidad de deuda inicial (b_0):

$$5 \quad c_t = \left\{ \beta(1+r) \right\}^{\frac{t}{\sigma}} \frac{\sum_{t=1}^{\infty} \left[\frac{1}{1+r_t} \right]^{t-1} y_t}{\sum_{t=1}^{\infty} \left[\frac{1}{1+r} \right]^{t-1} \beta^{\frac{t}{\sigma}} (1+r)^{\frac{t}{\sigma}-t+1}},$$

$$6 \quad b_t = (1+r)^t b_0 + \sum_{j=1}^{t-1} (1+r)^{t-j} \{y_j - c_j\}.$$

En la representación anterior, el crédito corresponde a un individuo representativo y está definido por la medida de aversión al riesgo, el grado de impaciencia, la tasa de interés y por el ingreso del hogar. Sin embargo, en la sección empírica se utiliza una forma reducida para la demanda de crédito con diversos grados de heterogeneidad, la cual se podría justificar de mejor manera si en la derivación de la demanda de crédito la heterogeneidad del crédito es explícita. Para generar heterogeneidad del crédito en la ecuación anterior es suficiente considerar la existencia de distintos individuos, cada uno de ellos con valores de ingreso diferentes. Se puede también reforzar esta idea al introducir heterogeneidad en los valores de la aversión al riesgo y del grado de impaciencia, parámetros que son consideradas heterogéneos por una parte considerable de los autores. El otro elemento que se puede utilizar para generar heterogeneidad es la tasa de interés.⁹ Los datos utilizados sugieren que las personas acceden al mercado de crédito con tasas que son heterogéneas y cambiantes en el tiempo,

⁹ Entre los primeros estudios que estiman la heterogeneidad de las preferencias y en particular de la aversión al riesgo destacan Barsky *et al.* (1997), Kimball *et al.* (2008) y Kimball *et al.* (2009).

lo cual refleja desde la perspectiva de las entidades ofertantes de fondos el perfil de riesgo de cada persona. En la estimación econométrica se consideran estos distintos grados de heterogeneidad al incluir características observables de las personas, la tasa de interés y el ingreso de estos.

4.1 La forma reducida de la demanda de crédito

La expresión anterior representa la solución en condiciones ideales del crédito de cada uno de los hogares. De esta secuencia se puede fácilmente deducir que el crédito depende de la tasa de interés de manera negativa para todas las personas cuyos niveles de ingreso corriente son inferiores a su correspondiente consumo ($y_j > c_j$). Además, se puede visualizar que esta dependencia es no lineal. Otra característica que se deduce de esta ecuación es que los otros factores determinantes del crédito están presentes, como es el caso de la aversión al riesgo y el grado de impaciencia. Por esta razón resumimos esta ecuación en una forma reducida que relaciona de manera lineal al logaritmo del crédito y a la tasa de interés.

La estimación empírica de esta forma reducida requiere considerar previamente algunos detalles que caracterizan al mercado de crédito peruano. Una de estas consideraciones es la participación en el mercado de crédito. En términos prácticos la muestra de personas que acceden al mercado de crédito puede ser particularmente distinta de la población que no tienen acceso a este mercado. De ser el caso, los parámetros estimados de la ecuación de demanda de crédito podrían contener el denominado sesgo por selección de muestra. Este problema se enfrenta al introducir la corrección de Heckman, la que básicamente sugiere que la demanda de crédito debe ser estimada mediante un proceso de dos etapas. La primera consiste en la estimación de la ecuación de participación en el mercado de crédito y se estima utilizando toda la muestra. La segunda etapa corresponde a la estimación de la demanda intensiva de crédito considerando sólo la muestra de personas con crédito.

Participación en el mercado de crédito

La participación en el mercado de crédito sólo se observa para quienes logran tener un préstamo y esto sólo ocurre luego de un proceso de evaluación crediticia que no se observa en los datos. En los datos únicamente se observa que las personas participan en el mercado de crédito, al cual se denota por $I_{ijt} = 1$. Este evento está relacionado con una variable continua y latente I^* que está determinada por un conjunto de variables, agrupadas en x , que identifican la participación en el mercado de crédito mediante la ecuación

$$I_{ijt}^* = \delta x_{ijt} + \varepsilon_{ijt}.$$

En los datos observamos que se registra participación en el mercado de crédito ($I_{ijt} = 1$) sólo si la variable latente es positiva ($I_{ijt}^* > 0$), donde i denota a cada individuo y t al periodo. Con esta consideración, y asumiendo una distribución normal del componente aleatorio ε_{ijt} , la probabilidad de participar en el mercado de crédito se expresa mediante la siguiente ecuación que es estimable:

$$7 \quad Pr(I_{ijt} = 1) = Prob(\delta x_{ijt} + \varepsilon_{ijt} > 0) = \Phi(\delta x_{ijt}),$$

donde, como es usual, Φ representa a la distribución normal que caracteriza al modelo probit.

Demanda intensiva de crédito

En la segunda etapa se define el monto del crédito (b), que depende de un conjunto de variables agrupadas entre variables por el lado de la demanda y de la oferta. La ecuación por estimar es la siguiente:

$$8 \quad b_{ijt}^n = \alpha + \beta_r R_{ijt} + \beta x_{ijt} + \theta z_{jt} + \delta T_t + \gamma \lambda_{ijt} + v_{ijt},$$

donde b_{ijt} es la demanda de crédito en el periodo t para el hogar i y en el banco j , y R_{ijt} es la tasa de interés. x_{ijt} son los controles y representan a los diversos grados de heterogeneidad a nivel de las personas y z_{ijt} son los controles por banco (j); T_t captura las variables agregadas que es sabido que tienen efectos en el mercado de crédito. v es el término de error que captura a los factores determinantes del crédito no considerados. La especificación anterior incluye al término λ_{ijt} , que se denomina como el coeficiente inverso de Mills, y que sirve para corregir el problema de selección de muestra y que además conecta la demanda intensiva con la estimación de la demanda extensiva de la primera etapa.

Los tipos de heterogeneidad considerados incluyen las características observables de las personas en términos del grado de educación, la edad y las características de la región geográfica. Además, se consideran otros indicadores menos estructurales de las personas que registran el tipo de empleo (formal e informal) y los choques que reciben las personas, entre los que destacan los choques laborales, demográficos, etc. Si bien son pocos los estudios al respecto, se considera que los niveles de heterogeneidad considerados dan cuenta de las probables diferencias en las preferencias (aversión al riesgo, impaciencia, etc.) de los hogares respecto del endeudamiento. Esta diferenciación se puede hacer según el tipo de crédito, ya sea la modalidad del crédito (consumo, hipotecario) o según la moneda en la cual se otorga el crédito, sea en moneda nacional o extranjera. Esta última desagregación permite estudiar las diferencias en los factores determinantes del crédito según tipo de moneda.

Un aspecto relevante en la estimación es la identificación de la demanda de crédito, la cual pasa por considerar en la estimación variables relacionadas con la oferta de crédito; estas últimas se miden para cada entidad que otorga estos recursos.

En la estimación se consideran identificadores de las entidades financieras formales mediante variables binarias.¹⁰

Es relevante, además, mencionar que en el caso peruano las características de la oferta de crédito deben incorporar el probable papel de las variaciones en el tipo de cambio y su probable influencia en las tasas de interés de los créditos que ofrecen las entidades financieras. Al incluir variables binarias a nivel de los principales bancos y su interacción con el tiempo y el tipo de moneda del crédito, se está implícitamente controlando por la devaluación esperada que incorporan las entidades en sus créditos. Este efecto de interacción registra, además de la variación esperada en el tipo de cambio, las características institucionales del sistema bancario peruano. Entre estas características destacan, por ejemplo, las altas tasas de interés de las entidades financieras pequeñas, mientras que las entidades financieras grandes informan menores tasas de interés, como se consigna en Céspedes y Orrego (2014).

5. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

5.1 La participación en el mercado de crédito

La participación en el mercado de crédito se representa mediante un modelo probit de elección discreta, donde la variable explicada toma valores de 1 si la persona tiene crédito y 0 si no es el caso. Entre las variables que determinan el acceso al crédito tenemos un conjunto de indicadores que registran diversos aspectos de la participación comúnmente utilizados en la bibliografía. Así, se considera a las siguientes variables.

- Rentas de la propiedad: las personas que cuentan con rentas de la propiedad tienen un flujo de ingresos regular con el cual se puede garantizar el pago de los créditos. Esta

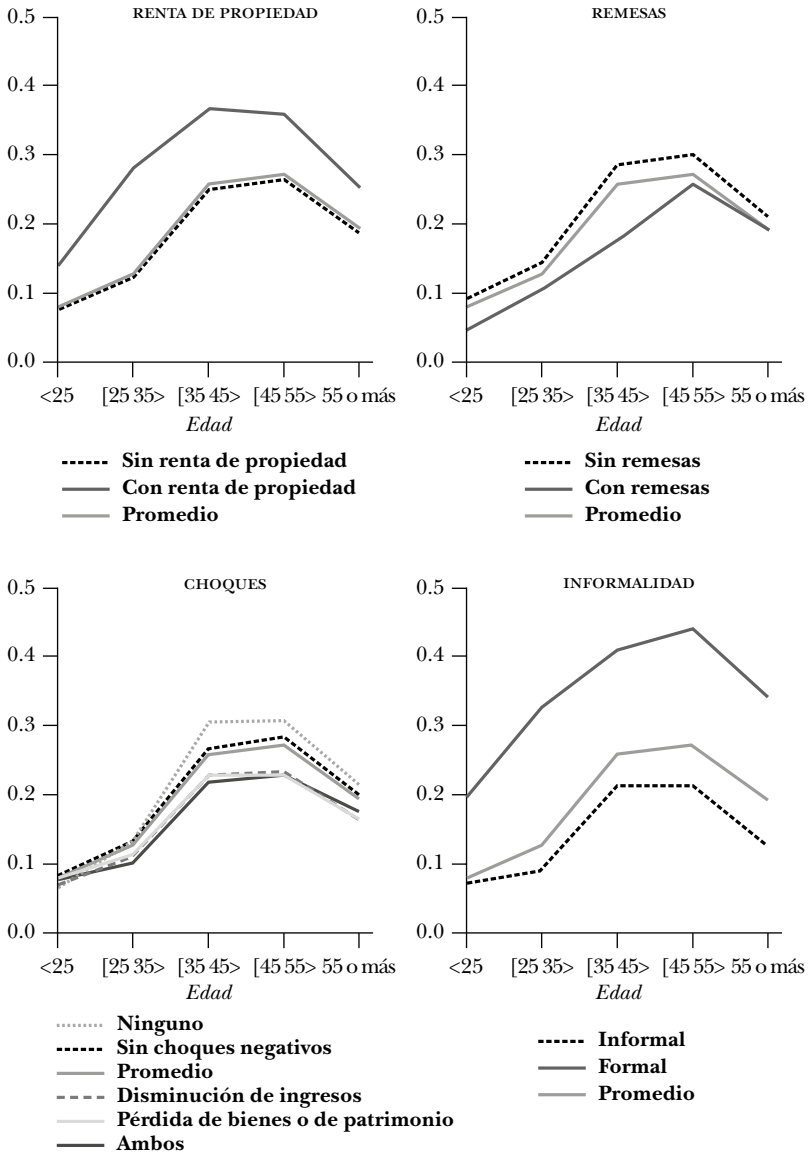
¹⁰ Se incluyen un total de 26 variables artificiales. Las 25 primeras corresponden a las entidades financieras más grandes, mientras que el resto de entidades financieras (pequeñas) se agrupan en la variable número 26.

variable identifica en los datos la participación en el mercado de crédito como se puede ver en el panel A de la gráfica 5. En esta gráfica el acceso al crédito de las personas que tienen renta de la propiedad es claramente superior al acceso al crédito de las personas sin rentas de la propiedad, evidencia que se sostiene en promedio para todos los grupos de edad considerados.

- Remesas: las remesas externas que reciben los trabajadores constituyen una fuente de ingreso que podría ser utilizada como mecanismo de cobertura de los créditos, en especial de los créditos en moneda extranjera. Esta variable ha sido muy utilizada en la bibliografía sobre demanda de crédito en moneda extranjera en diversos países, por ejemplo: Firdmuc *et al.* (2013) muestran la importancia de las remesas en la demanda de crédito para países de Europa del Este.
- Edad y edad al cuadrado: el uso de la edad de las personas como variable que identifica la participación de las personas en el mercado de crédito obedece a la forma de U invertida en la edad que tiene la participación en el mercado de crédito. La edad al cuadrado, en esta línea, captura la menor participación en el mercado de crédito de las personas jóvenes y las de mayor edad, mientras que las personas de mediana edad tienen una mayor participación en este mercado.
- Choques que enfrenta el hogar: esta variable registra una característica de la teoría del crédito como un mecanismo de seguro para enfrentar los choques que el hogar enfrenta. Según este argumento, los hogares suavizan su consumo utilizando el mercado de crédito para enfrentar los eventos adversos a cuenta de los ingresos futuros. Se considera un conjunto de choques que los hogares enfrentan como, por ejemplo, los choques demográficos, choques laborales, desastres naturales, etc. El índice informado considera que la persona ha estado expuesta a alguno de los choques durante los últimos 12 meses.

Gráfica 5

PERSONAS QUE TIENEN CRÉDITO
Porcentaje de la población total



Nota: participación en el mercado de crédito (porcentaje de personas con crédito en cada categoría).

Fuente: ENAHO y RCC, 2008-2014.

- **Informalidad:** consideramos que la formalidad del empleo de los trabajadores identifica la participación en el mercado de crédito básicamente por las características de la base de datos de crédito, la que se restringe al crédito bancario formal. En nuestros datos los trabajadores formales acceden al mercado de crédito mientras que los trabajadores en situación de informalidad muestran un acceso bastante menor, como muestra el panel D de la gráfica 5.

La ecuación de participación estimada incluye un grupo adicional de controles como sexo, estado civil y región geográfica de residencia. Los resultados de la estimación sugieren un buen ajuste en términos econométricos como se muestra en el cuadro 3. Cabe notar que las variables que identifican la selección son significativas y además se informan signos de estas variables congruentes con lo mostrado en la gráfica 3. Estos resultados deberían ser comparables a los estimados de Alfageme y Ramírez-Rondán (2016) y Cámara *et al.* (2013), aunque la magnitud de las diferencias se puede relacionar con la inclusión de un grupo de variables que identifican la participación en el mercado de crédito como edad, remesas, choques, y rentas de la propiedad.

5.2 La demanda de crédito

La elasticidad estimada de la demanda de crédito en Perú es -0.29 , valor que resulta luego de controlar por variables de la oferta de crédito y por las características institucionales peruanas, como se presenta en el cuadro 4. Este cuadro presenta, además, los estimados de la elasticidad de demanda de crédito para distintas especificaciones y métodos de estimación. De este procedimiento se resalta que el estimador por mínimos cuadrados ordinarios no se aleja mucho del valor estimado por el método de dos etapas de Heckman. El resultado que se destaca es que la elasticidad de demanda de crédito es baja, con lo cual se puede concluir que hay una baja sensibilidad del mercado de crédito de las personas ante choques que se canalizan mediante

la tasa de interés. Uno de estos eventos que son relativamente frecuentes son los cambios en la política monetaria de Perú o de Estados Unidos. Según los resultados de este estudio, estos cambios habrían tenido un efecto moderado en la demanda de crédito de las personas. Las evidencias internacionales sobre el valor de esta elasticidad son mixtas. Por un lado, Gross y Souleles (2002), usando registros de tarjetas de crédito en Estados Unidos, encuentra una elasticidad de la demanda de crédito de -1.3 , lo cual indica una significativa reacción de la demanda de crédito (tarjetas) a la tasa de interés. Otro estudio comúnmente referido es el de Alessie (2005), quien utiliza datos administrativos de una entidad líder en Italia y encuentra una elasticidad del crédito (*instalment, revolving, personal loan*) respecto a la tasa de interés de -1.2 entre 1995 y 1999. Sin embargo, esta postura no es de total consenso, ya que hay estudios en los que se plantea una baja elasticidad de la demanda de crédito. Por ejemplo, Ausubel (1991) introduce uno de los hechos estilizados de mayor difusión de la demanda de crédito. Este autor usa registros administrativos de crédito y comenta que la demanda de crédito en Estados Unidos es rígida respecto a la tasa de interés y sugiere que los poseedores de tarjetas de crédito raramente reaccionan a cambios en la tasa de interés.

La baja elasticidad de la demanda de crédito puede también estar relacionada con la estructura bancaria peruana, la cual se caracteriza por que sus colocaciones se concentran en pocas entidades financieras (Céspedes y Orrego, 2014; y Jopen, 2013). Al respecto, parte de la bibliografía sugiere que en un mercado competitivo la elasticidad de la demanda de crédito respecto a la tasa de interés debería ser alta.

La elasticidad de la demanda de crédito puede ser un indicador de la competencia en este mercado. La racionalidad de esta interpretación descansa en la capacidad que tendrían las entidades bancarias en transferir los choques que estas enfrentan a los hogares mediante los cambios en la tasa de interés, y esta capacidad depende de la elasticidad de la tasa de interés. Con esta interpretación, las entidades financieras mantienen

Cuadro 3

ECUACIÓN DE PARTICIPACIÓN EN EL MERCADO DE CRÉDITO

	<i>Ecuación de selección de Heckman</i>	
	<i>Coefficientes</i>	<i>Prueba z</i>
Remesa (=0)	-0.0689 ^b	(-2.68)
Renta de propiedad	0.213 ^c	(23.58)
Edad	0.0842 ^c	(101.10)
Edad ²	-0.000870 ^c	(-100.48)
Informal (=1)	-0.673 ^c	(-138.24)
Casado(a)	-0.0320 ^c	(-5.29)
Viudo(a)	-0.171 ^c	(-13.47)
Divorciado(a)	0.0150	(0.51)
Separado(a)	-0.0378 ^c	(-4.25)
Soltero(a)	-0.178 ^c	(-24.01)
<i>Efecto de choques</i>		
Disminución de ingresos	-0.0801 ^c	(-13.09)
Pérdida de bienes/ patrimonio	-0.0374 ^b	(-2.88)
Ambos	-0.0437 ^c	(-3.59)
Ninguno	0.0127	(0.70)
Costa centro	-0.192 ^c	(-20.58)
Costa sur	0.0212 ^a	(2.05)
Sierra norte	-0.376 ^c	(-31.63)
Sierra centro	-0.390 ^c	(-47.53)
Sierra sur	-0.0990 ^c	(-12.14)
Selva	-0.210 ^c	(-27.77)
Lima Metropolitana	-0.249 ^c	(-30.50)
Constante	-2.102 ^c	(-101.87)
Mills (lambda)	-0.135 ^c	(-5.97)
Rho	-0.10507	
Sigma	1.2845615	

Notas: corresponde a los estimados del modelo probit que se describe en la ecuación 7. Medida estadística z entre paréntesis. ^a $p < 0.05$, ^b $p < 0.01$ y ^c $p < 0.01$. Fuentes: ENAHO y RCC, 2008-2014.

Cuadro 4

ESTIMADOS DE LA DEMANDA DE CRÉDITO

	<i>Variable dependiente: log(crédito)</i>			
	<i>MCO (1)</i>	<i>MCO (2)</i>	<i>Heckman (3)</i>	<i>Heckman (4)</i>
Tasa de interés (log)	-0.362 ^a (0.0066)	-0.295 ^a (0.0057)	-0.307 ^a (0.0034)	-0.294 ^a (0.0035)
<i>Características de demanda</i>				
Sexo		✓	✓	✓
Edad		✓	✓	✓
Edad ²		✓	✓	✓
Educación		✓	✓	✓
Parentesco		✓	✓	✓
Estado civil		✓	✓	✓
Sector económico		✓	✓	✓
Región geográfica		✓	✓	✓
<i>Características de oferta</i>				
Tipo de crédito		✓	✓	✓
Tipo de moneda		✓	✓	✓
Tipo de banco		✓	✓	✓
Año		✓	✓	✓
Tipo de banco×año×moneda		✓		✓
Mills (lambda)			-0.233 ^a	-0.135 ^a
R ²	0.05	0.66		
Número de observaciones	84,394	78,889	543,358	543,353
Prob > F	0.0	0.0		
Prob > χ^2			0.0	0.0

Nota: se muestra el error estándar entre paréntesis.

Fuentes: ENAHO y RCC, 2008-2014.

altas las tasas de interés porque bajarlas no incrementa la demanda de crédito de manera notable.

La historia reciente de alto crecimiento económico que experimentó la economía peruana puede ser relevante para explicar la baja elasticidad del crédito respecto de la tasa de interés. El alto crecimiento del crédito de los hogares experimentado entre 2001 y 2014 refleja mayormente las enérgicas políticas de colocaciones de las entidades financieras, en un escenario de crecimiento de empleos y de salarios. Este crecimiento de las colocaciones se da básicamente por el lado extensivo, es decir, por el número de nuevos créditos colocados, antes que por el crédito promedio, evidencia compatible con la mayor inclusión financiera que la economía experimentó en estos años al haber una mayor cantidad de entidades ofertantes de crédito como cajas rurales y cooperativas, entre otros, que permitieron la participación de sectores poco atendidos en años anteriores. Estos nuevos créditos podrían ser más riesgosos y estar reflejando la participación de personas de alto riesgo y con perfiles crediticios que aceptan las altas tasas de interés que les ofrecen los bancos. En este entorno, los bancos tienen pocos incentivos para bajar las (altas) tasas de interés de sus productos, pues esto no incrementaría de modo significativo la demanda de crédito, al ser pequeña la elasticidad respectiva.

Un factor adicional que podría explicar la baja elasticidad en consideración es la mayor inclusión financiera que viene presentándose en la economía peruana (se llega a ámbitos económicos que antes no tenían acceso al crédito). Este fenómeno se ha observado por ejemplo en las áreas marginales de Lima, y en general en las regiones del Perú, donde la presencia de bancos era casi nula en decenios anteriores; sin embargo, este escenario ha cambiado completamente y en la actualidad la red de agencias y agentes ofertantes de créditos (cajas rurales, cajas municipales, cooperativas de ahorro y crédito, sucursales de bancos grandes, etc.) se ha ampliado, y concomitante con esto el acceso al crédito (nuevos créditos) ha seguido una tendencia similar.

5.3 Heterogeneidad de la demanda de crédito

La demanda de crédito es heterogénea y depende de características por el lado de la demanda y oferta del mercado de crédito. Los diversos estudios han encontrado además que la heterogeneidad se encuentra también en la elasticidad de la demanda de crédito respecto a la tasa de interés. En esta sección consideramos algunos grados de heterogeneidad relacionados básicamente con el ordenamiento institucional de la economía peruana que podría sustentar la heterogeneidad de la transición de choques de tasa de interés hacia el crédito de los hogares. Esta heterogeneidad ocurre según el tipo de moneda en la cual se otorgan los créditos, según la región en la cual se concede el crédito y según el tipo de crédito. Se considera, además, la posibilidad de que la elasticidad de demanda de crédito cambie en el tiempo.

Formalmente, se modifica la ecuación 8 y se introducen efectos de interacción de la tasa de interés y un conjunto de variables artificiales (D_{ijt}^l) que toman un valor de 1 en cada uno de los niveles de heterogeneidad que se considere. La ecuación resultante es la siguiente:

$$\mathbf{9} \quad b_{ijt}^n = \alpha + \sum_{l=1}^Q \beta_r^l D_{ijt}^l \times R_{ijt} + \beta x_{ijt} + \theta z_{jt} + \delta T_t + \gamma \lambda_{ijt} + v_{ijt},$$

donde se consideran Q niveles de heterogeneidad. En esta especificación, los índices asociados a la interacción (β_r^l) son las elasticidades para cada uno de los niveles de heterogeneidad.

5.3.1 Heterogeneidad por tipo de crédito

La demanda de crédito es particularmente heterogénea según el tipo de crédito. Los datos permiten desagregar hasta tres tipos de créditos: de consumo, hipotecarios y a pequeñas y micro empresas. Los estimados sugieren que la elasticidad de la demanda de crédito es diferente según el tipo de crédito: los de consumo son los más elásticos con una elasticidad de cercana a -0.40 , mientras que los créditos hipotecarios son los menos elásticos.

5.3.2 Dolarización y demanda de crédito

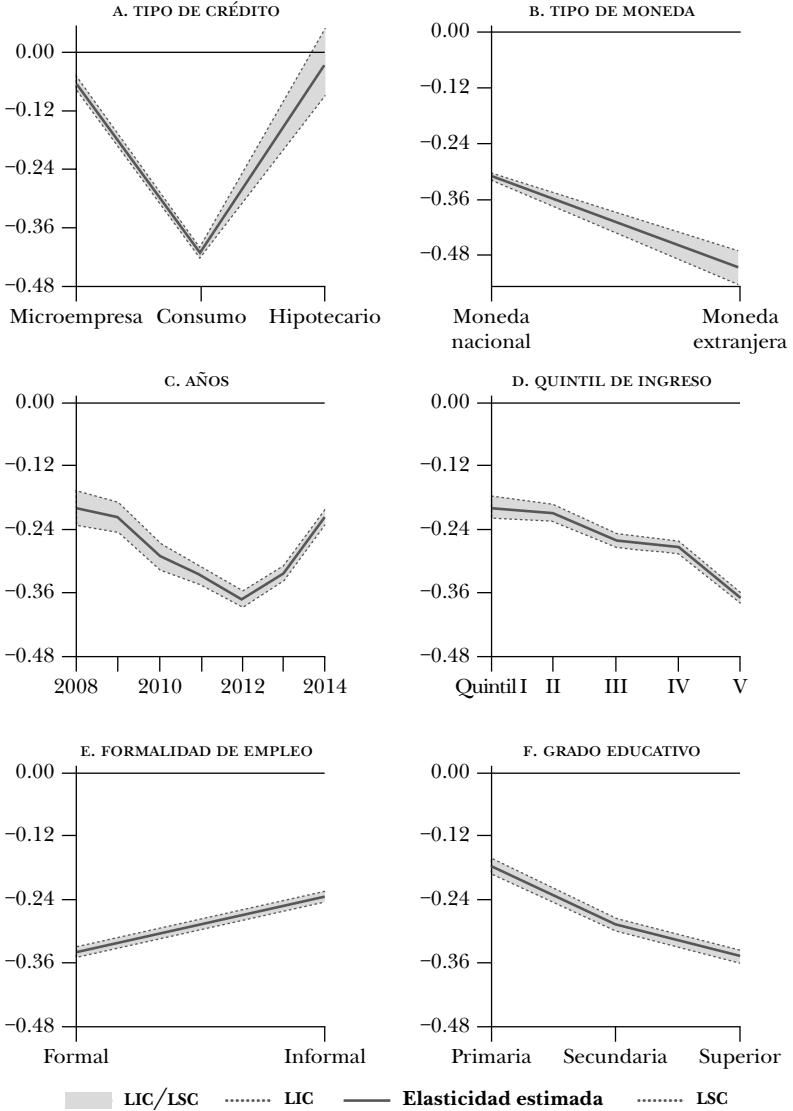
El tipo de moneda puede desempeñar un papel relevante en la transmisión de los cambios de la tasa de interés hacia el crédito. Al respecto, la dolarización de los créditos de hogares en la economía peruana es cercana al 30% y es muy heterogénea según diversas categorías observables de las personas como ingresos, edad, región de residencia, entre otros, como se documenta en Céspedes (2017). Las estimaciones en esta sección sugieren que la elasticidad de la demanda de crédito es heterogénea según tipo de moneda: los créditos en moneda extranjera son más elásticos, mientras que los que se otorgan en moneda nacional tienen una menor elasticidad (ver panel B de la gráfica 6).

La mayor sensibilidad de la demanda de crédito en moneda extranjera podría reflejar una mayor exposición de los créditos personales a los movimientos de la tasa de interés. Por ejemplo, los cambios en las tasas de interés internacionales originados, entre otras razones, por eventos adversos internacionales podrían transferirse mayormente a los créditos de los hogares en moneda extranjera, mientras que estos efectos serían menores en el caso de los créditos en moneda nacional.

Sin embargo, la metodología de estimación empleada en este estudio podría sobreestimar la sensibilidad de la tasa de interés a los créditos. Este podría ser el caso, por ejemplo, del tipo de cambio y el método de registro en el RCC por parte de la SBS. Al respecto, el RCC informa todos los créditos expresados en moneda nacional utilizando, para el caso de los créditos en moneda extranjera, el tipo de cambio oficial en un día común (cierre de mes para fines contables) para todos los créditos y para todas las entidades financieras. Sin embargo, cada entidad financiera utiliza un tipo de cambio específico que refleja la devaluación esperada del tipo de cambio y que es incorporada en los intereses de los créditos, en especial entre las personas cuyos ingresos están en moneda nacional y tienen créditos en moneda extranjera. La sobreestimación sugerida se daría

Gráfica 6

**ELASTICIDAD ESTIMADA DE LA DEMANDA DE CRÉDITO
SEGÚN DIVERSAS CATEGORÍAS**



Nota: se presentan los estimados de β'_i de la ecuación 9. Se presentan, además, los intervalos de confianza. LIC es el límite inferior de confianza de la elasticidad de demanda de crédito, mientras que LSC es el límite superior.

Fuente: ENAHO y RCC, 2008-2014.

debido a que la serie de tasa de interés utilizada tiene una menor varianza al considerar un tipo de cambio promedio y una fecha específica, mientras que la varianza de la tasa de interés sería mayor si, idealmente, se pudiera incluir el tipo de cambio que cada entidad utiliza en las fechas de pago de los créditos. Considerando que esta volatilidad no está controlada en las regresiones, esta se estaría manifestando en un mayor elasticidad de los créditos en moneda extranjera.

5.3.3 Cambios de la demanda de crédito

Al estimar la elasticidad de la demanda de crédito a lo largo del tiempo se encuentra que este parámetro se ha incrementado en valor absoluto entre los años 2008 y 2012, y ha mostrado una tendencia decreciente en los años 2013 y 2014 (ver el panel C de la gráfica 6). Este resultado podría ser una evidencia de que el traspaso de los cambios en la tasa de interés hacia el crédito ha estado relacionado con el ciclo del crédito. Conviene recordar que entre el 2008 y 2012 el crédito tuvo la mayor tasa de crecimiento, mientras que desde el 2012 este indicador se ha desacelerado.

5.3.4 Demanda de crédito e ingreso

La participación en el mercado de crédito depende de la posición en la distribución del ingreso. En esta sección se ha encontrado, además, que la elasticidad de la tasa de interés es menor en los hogares de altos ingresos, los que son más educados y entre aquellos que se desempeñan en empleos formales. Estas elasticidades son estadísticamente significativas como se muestra en los paneles D, E y F de la gráfica 6.

5.4 Nuevos y viejos créditos

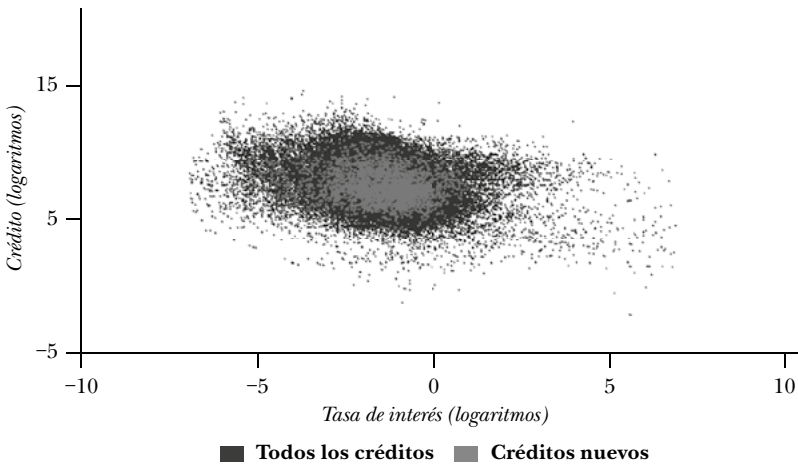
La demanda de crédito estimada en la sección anterior considera todos los créditos registrados en el RCC, y el monto de los créditos utilizados corresponde a los saldos. Desde la perspectiva

de la política monetaria, los créditos que capturan la transmisión de los cambios en la política monetaria serían los créditos nuevos. Identificamos los créditos nuevos haciendo uso del panel de créditos en periodos consecutivos. Específicamente, identificamos en cada mes a los nuevos créditos identificando a personas con crédito y que además no tuvieron créditos o no estuvieron registrados en el RCC en el mes inmediatamente anterior. Cabe mencionar que las personas identificadas con nuevos créditos pueden haber tenido algún crédito en el pasado. Se encuentra que los créditos nuevos identificados mantienen una correlación negativa con las correspondientes tasas de interés, similar a la correlación que se muestra en la gráfica 4. Además, la muestra de créditos nuevos es pequeña en comparación con la muestra total de créditos. Dicha muestra se reduce aún más si se consideran los tipos de créditos y las características de las personas, razón por la cual la elasticidad de la demanda de crédito estimada por las categorías mostradas antes (tipo de crédito, edad de persona, etc.) sólo con créditos nuevos tiene altos errores estándar y sería poco precisa. Por las consideraciones anteriores se estima la elasticidad de crédito con los créditos nuevos y se compara con las elasticidades estimadas con toda la muestra.

La demanda de crédito para los nuevos créditos se estima mediante el mismo procedimiento de la sección anterior; esto es, mediante una variable binaria que identifica a los nuevos y viejos créditos. Como resultado de este procedimiento, se encuentra que la elasticidad de la demanda de los nuevos créditos es menor en valor absoluto (-0.17) que la elasticidad informada para los créditos antiguos (-0.30). Esta brecha en la elasticidad entre nuevos y viejos créditos es similar según los diversos métodos (mínimos cuadrados ordinarios, Heckman). Adicionalmente, al incluir los créditos de mediana duración y los créditos más antiguos, la elasticidad se incrementa. La racionalidad de estos resultados se puede encontrar en las características particulares del mercado de crédito peruano, donde las tasas de interés de los créditos varían con el tiempo

Gráfica 7

CRÉDITO Y TASA DE INTERÉS DE CRÉDITOS NUEVOS Y ANTIGUOS



Nota: el crédito corresponde al eje de ordenadas y la tasa de interés al de las abscisas. Las variables están expresadas en logaritmos.

Fuente: ENAHO y RCC, 2008-2014.

aun luego de establecido el contrato. Además, hay un mercado secundario de compra de deuda y cada una de estas transacciones de recompra califica como un nuevo crédito, aunque es difícil identificarlas a partir de los datos del RCC. En resumen, un porcentaje relevante de los créditos denominados como antiguos son en realidad créditos nuevos y, por lo tanto, la elasticidad de la demanda por estos créditos en el mercado secundario debe ser mayor.

6. CONCLUSIONES

La demanda de crédito por persona es una de las ecuaciones pocas veces estimada para una economía. La razón es que para estimarla se requiere conocer el crédito y la tasa de interés, así como las características de la demanda y de la oferta de crédito, pero en escala internacional son escasas las bases de datos con este tipo de indicadores. En este documento construimos

una nueva base de datos que permite observar las variables antes mencionadas mediante la fusión de la Encuesta Nacional de Hogares con el Registro Consolidado de Créditos para el periodo 2008-2014. La base de datos resultante permite observar alrededor de 73,000 acreditados.

La demanda de crédito de hogares se estima mediante un procedimiento de dos etapas siguiendo a Heckman (1979). En la primera etapa se estima la demanda extensiva de crédito y en la segunda se estima la demanda intensiva de crédito. Entre los resultados, se destaca que la participación en el mercado de crédito está determinada por la cantidad de propiedades que tienen en renta los hogares, por la cantidad de remesas que reciben, por la magnitud de los choques a que se enfrentan los hogares, y por su situación de informalidad. Esta última característica es muy importante, ya que expone una significativa participación de las personas informales en el crédito bancario formal. Sobre este punto, resulta interesante ahondar en las razones por las que los trabajadores informales participan en el mercado de crédito formal.

Sobre la demanda intensiva del crédito, se destaca que la elasticidad de la demanda de crédito es de aproximadamente -0.29 , valor ligeramente inferior al que presentan los pocos estudios en el ámbito internacional relacionados con el presente documento.

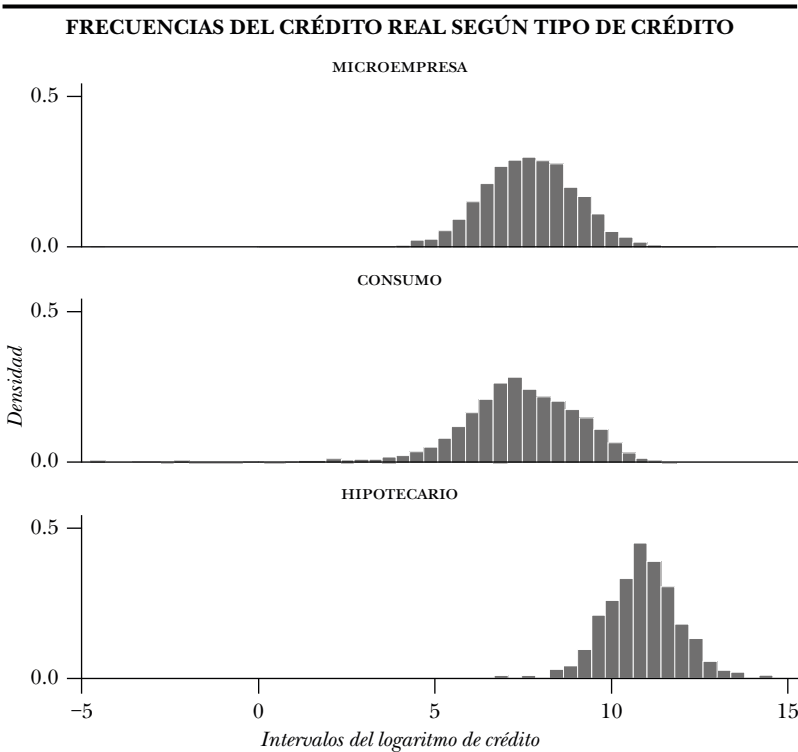
La elasticidad de la demanda de crédito es heterogénea, luego de controlar en la estimación por la heterogeneidad de los demandantes del crédito (personas) y por la heterogeneidad de los ofertantes del crédito (bancos). Esta evidencia sugiere que los efectos fijos a nivel de personas y bancos afectan no solamente el crédito promedio, sino también la elasticidad de la demanda de crédito. Esta heterogeneidad se encuentra según el tipo de crédito, la denominación monetaria de los créditos (moneda nacional y moneda extranjera), el ingreso de las personas y el grado de educación, entre otros.

Finalmente, es útil destacar que los resultados encontrados aportan una primera mirada a la heterogeneidad de la demanda de crédito de las personas en la economía peruana.

En general los resultados del estudio pueden ser útiles para evaluar la transmisión de los efectos de las variables que determinan a las tasas de interés sobre el crédito de las personas y mediante este canal sobre el consumo y el bienestar de estos. En particular, y considerando que la dolarización en la economía peruana es alta y persistente, los datos mostrados en este estudio deben ser tomados en cuenta como argumentos que pretenden explicar el traspaso de los choques cambiarios hacia el crédito de las personas.

ANEXO

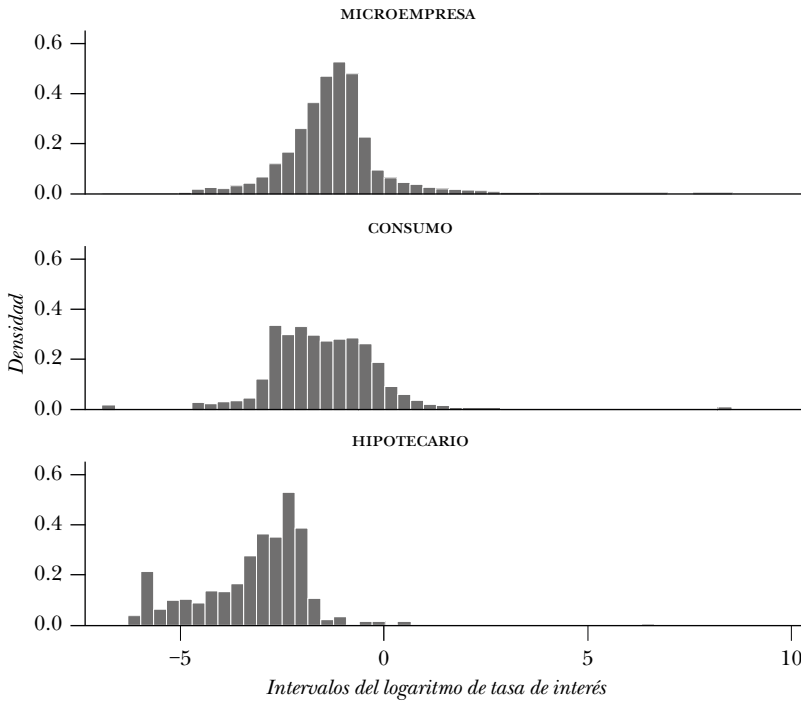
Gráfica A.1



Fuente: ENAHO y RCC, 2008-2014.

Gráfica A.2

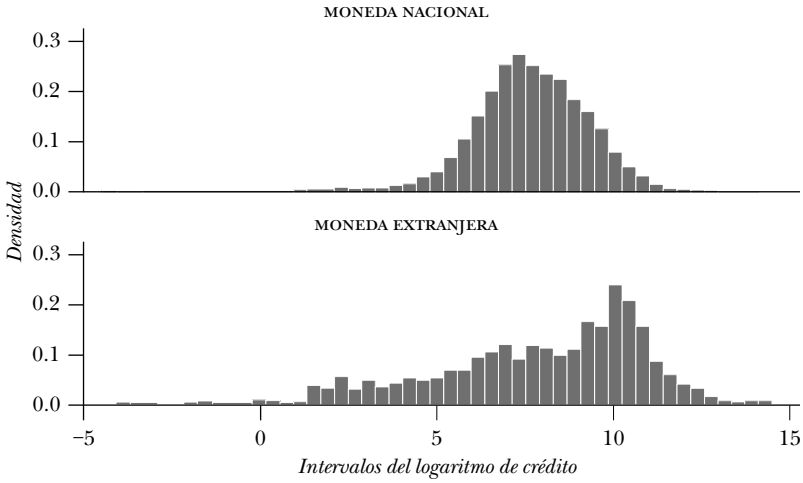
FRECUENCIAS DE TASA DE INTERÉS SEGÚN TIPO DE CRÉDITO



Fuente: ENAHO y RCC, 2008-2014.

Gráfica A.3

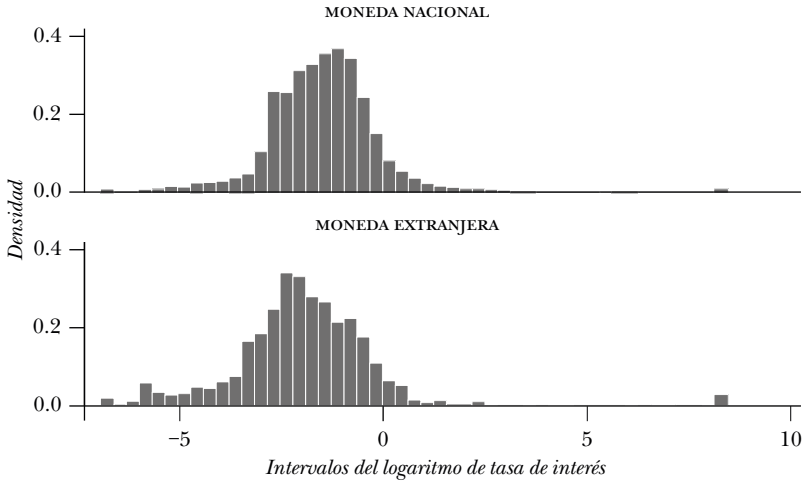
FRECUENCIAS DEL CRÉDITO REAL SEGÚN TIPO DE MONEDA



Fuente: ENAHO y RCC, 2008-2014.

Gráfica A.4

FRECUENCIAS DE TASA DE INTERÉS SEGÚN TIPO DE MONEDA



Fuente: ENAHO y RCC, 2008-2014.

Bibliografía

- Alessie Rob, Stefan Hochguertel, y Guglielmo Weber (2005), “Consumer Credit: Evidence from Italian Micro Data”, *Journal of the European Economic Association*, vol. 3, núm. 1, marzo, pp. 144-178, <<https://www.jstor.org/stable/40004946>>.
- Alfageme, Augusta, y Nelson Ramírez-Rondán (2016), *Acceso a servicios financieros de los hogares en el Perú*, Documento de Trabajo, núm. 2016-015, Banco Central de Reserva del Perú.
- Ausubel, Lawrence M. (1991), “The Failure of Competition in the Credit Card Market”, *The American Economic Review*, vol. 81, núm. 1, marzo, pp. 50-81.
- Banco de Pagos Internacionales (2006), *Housing Finance in the Global Financial Market*, CGFS Papers, Working Group Report, núm. 26, enero, 45 páginas.
- Barsky, Robert B., F. Thomas Juster, Miles S. Kimball, y Matthew D. Shapiro (1997), “Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Study”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, núm. 2, mayo, pp. 537-579, <<https://doi.org/10.1162/003355397555280>>.
- Beer Christian, Steven Ongena, y Marcel Peter (2010), “Borrowing in Foreign Currency: Austrian Households as Carry Traders”, *Journal of Banking & Finance*, vol. 34, núm. 9, pp. 2198-2211.
- Bernanke, Ben S., y Alan S. Blinder (1988), “Credit, Money, and Aggregate Demand”, *The American Economic Review*, vol. 78, núm. 2, pp. 435-439, <<https://www.jstor.org/stable/1818164>>.
- Brown, Martin, Steven Ongena, y Pinar Yeşin (2011), “Foreign Currency Borrowing by Small Firms in the Transition Economies”, *Journal of Financial Intermediation*, vol. 20, núm. 3, julio, pp. 285-302, <<https://doi.org/10.1016/j.jfi.2010.12.001>>.
- Cámara, Noelia, Ximena Peña, y David Tuesta (2013), *Determinantes de la inclusión financiera en Perú*, Documento de Trabajo, núm.13/31, Banco BBVA, Economic Research Department.
- Céspedes-Reynaga, Nikita, y Fabrizio Orrego (2014), *Competencia de intermediarios financieros en Perú*, Documentos de Trabajo, núm. 2014-010, Banco Central de Reserva del Perú, agosto.
- Céspedes-Reynaga, Nikita (2017), *La heterogeneidad de la dolarización de créditos a nivel de personas*, Documentos de Trabajo, núm. 2017-008, septiembre, Banco Central de Reserva del Perú.

- Cowan, Kevin, Erwin Hansen, y Luis Óscar Herrera (2005), *Currency Mismatches, Balance Sheet Effects and Hedging in Chilean Non-financial Corporations*, Research Department Working Papers, núm. 521, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Fidrmuc Jarko, Mariya Hake, y Helmut Stix (2013), “Households’ Foreign Currency Borrowing in Central and Eastern Europe”, *Journal of Banking & Finance*, vol. 37, núm. 6, junio, pp. 1880-1897, <<https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2012.06.018>>.
- Fondo Monetario Internacional (2012), “Dealing with Household Debt”, *World Economic Outlook*, capítulo 3, pp. 89-124.
- Fondo Monetario Internacional (2016), “Household Credit Growth in Emerging Market Countries”, *Global Financial Stability Report*, capítulo 2, pp. 46-73, septiembre.
- Gross, David B., y Nicholas S. Souleles (2002), “Do Liquidity Constraints and Interest Rates Matter for Consumer Behavior? Evidence from Credit Card Data”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, núm. 1, pp. 149-185, <DOI: 10.1162/003355302753399472>.
- Hall, Robert (1978), “Stochastic Implications of the Life-cycle Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence”, *Journal of Political Economy*, vol. 86, núm. 6, diciembre, pp. 971-987, <<http://dx.doi.org/10.1086/260724>>.
- Heckman, James J. (1979), “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica*, vol. 47, núm. 1, enero, pp. 153-161, <DOI: 10.2307/1912352>
- Jopen, G. (2013), “Poder de mercado, intermediación financiera y banca: un enfoque de organización industrial”, *Economía*, vol. 36, núm. 71, Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú, pp. 75-106.
- Kimball, Miles S., Claudia R. Sahm, y Matthew D. Shapiro (2008), “Imputing Risk Tolerance from Survey Responses”, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 103, núm. 483, pp. 1028-1038, <<https://doi.org/10.1198/016214508000000139>>.
- Kimball, Miles S., Claudia R. Sahm, y Matthew D. Shapiro (2009), “Risk Preferences in the PSID: Individual Imputations and Family Covariation”, *The American Economic Review*, vol. 99, núm. 2, mayo, pp. 363-368, <DOI:10.1257/aer.99.2.363>.
- Pellényi, Gábor, y Péter Bilek (2009), *Foreign Currency Borrowing: The Case of Hungary*, Working Paper / FINES 5.4, DIW Berlin, German Institute for Economic Research.

Ajuste de inventarios ante choques de demanda según especificaciones flexibles

Carlos R. Barrera Chaupis

Resumen

Las relaciones dinámicas entre el crecimiento del PIB y cuatro componentes de la demanda agregada asociados con el manejo de inventarios se aproximan mediante un modelo VAR neuronal con perturbaciones t de Student y matriz de covarianzas condicionales ARCH. El modelo se estima para la experiencia peruana de crecimiento basado en el mercado (1993t1-2010t1). Se encuentra que un choque positivo en el crecimiento de la demanda privada será absorbido contemporáneamente por un aumento más que proporcional en el crecimiento de la producción. Este impacto amplificador es coherente con el ciclo de los inventarios y la incidencia promedio del crecimiento de la inversión en inventarios sobre el crecimiento del producto en cuatro recesiones recientes.

Palabras clave: modelos de series de tiempo, redes neuronales, inventarios, suavizamiento de la producción, fluctuaciones en los negocios.

Clasificación JEL: C32, C45, E22, E23, E32.

C. R. Barrera Chaupis <carlos.barrera@bcrp.gob.pe>, subgerencia de Investigación, Banco Central de Reserva del Perú. El autor agradece sobremanera los comentarios y las sugerencias de Nikita Céspedes y Marco Vega.

Abstract

The relations among growth rates in GDP and four aggregate demand components associated with inventory management are approximated by a neural VAR model with t-Student disturbances and an ARCH covariance matrix. The estimation sample corresponds to Peru's market-based growth experience (1993Q1-2010Q1). The main finding is that a positive shock to private demand growth will contemporaneously generate *a more than proportional increase* in production growth. This amplifier impact effect is consistent with the cycle of inventories and the average incidence of the inventory investment growth inside the production growth during the last four recessions.

Keywords: time series models, neural networks, inventories, production smoothing, business fluctuations.

JEL classification: C32, C45, E22, E23, E32.

1. INTRODUCCIÓN

Desde los años cuarenta se conoce que *el ciclo de los inventarios* de Metzler (1941) es una característica predominante de los ciclos económicos (Blinder y Maccini, 1991). Su importancia se ha confirmado al finalizar las expansiones de mayor duración que se observaron recientemente en la economía mundial con la crisis financiera de 2007-2008 en Estados Unidos (EUA) y el colapso temporal del comercio internacional (ver Alessandria *et al.*, 2010), que también afectó la demanda derivada por las exportaciones de materias primas.

Las expansiones duraderas que fueron observadas desde inicios de los años noventa, especialmente en el mundo desarrollado, favorecieron el crecimiento de las economías emergentes debido a una mayor apertura comercial y financiera. En términos generales, esta expansión estuvo caracterizada por: 1) una decreciente y eventualmente baja inflación mundial, un contexto que no había sido observado desde los años sesenta; y 2) una reducción en la volatilidad del crecimiento del PIB.

Los estudios sobre inventarios han adquirido relevancia justamente porque brindan una explicación para el fenómeno de expansiones duraderas y estables observado, también denominado la Gran Moderación. Según esta *historia explicativa*, el desarrollo continuo de las tecnologías de información, comunicación y técnicas de predicción de las ventas ha favorecido la aparición de mejoras en la administración de inventarios con la consecuente reducción de la volatilidad de la *variación de inventarios* (o bien, *inversión en inventarios* o flujo del saldo de inventarios), lo que explica la reducción de la volatilidad del PIB estadounidense y de su correspondiente crecimiento (ver, por ejemplo, Kahn *et al.*, 2002).

Tras la larga expansión de EUA iniciada en 1991 siguió una recesión de muy poca duración en los primeros meses de 2001, pero cuya masiva liquidación de inventarios contrastó con los suaves movimientos observados previamente, incluso antes de la larga expansión. Para Kahn y McConnell (2002), esta liquidación masiva no demostraba que las mejoras en la administración de inventarios habían sido tenues, sino más bien que las empresas habían predicho la caída en las ventas mucho antes de que se presentara, lo que les permitió reducir drásticamente sus inventarios y evitar así su acumulación excesiva. La predicción de la caída en las ventas les permite reducir la producción de manera adelantada, y luego racionar los inventarios de acuerdo con la demanda, manteniendo la relación de inventarios respecto a las ventas cerca de su valor deseado.¹

Para caracterizar la estabilización observada en el sector de bienes durables de los EUA, Kahn (2008) señala dos hechos clave: 1) una gran reducción en la volatilidad del crecimiento de

¹ Los objetivos de predecir las ventas y mantenerse cerca del coeficiente deseado implican que los movimientos en los inventarios amplifican las fluctuaciones de los ciclos en los negocios. A pesar de ello, la contribución *promedio* de la variación de inventarios a la volatilidad del crecimiento del PIB en EUA (su *incidencia promedio*) es menor. El modelo en la siguiente sección engloba estos aportes.

la producción y 2) una más modesta reducción en la volatilidad del crecimiento de las ventas. De manera complementaria, para caracterizar la estabilización en el producto agregado de Australia, Simon (2001) también señala dos hechos clave: 1) los cambios en el ciclo de los inventarios y 2) el declive de la volatilidad de la *producción subyacente*. Descartando un aumento en la estabilidad estructural (la historia explicativa ya mencionada), Simon (2001) explica el segundo hecho clave mediante el declive de la volatilidad de los *choques de productividad* (choques de oferta) que golpean la economía, pero deja la fuente de estos choques como una pregunta abierta.² En todo caso, la descomposición sectorial (por sectores productivos) ofrece una explicación para la Gran Moderación que resulta complementaria a la ofrecida por la descomposición por tipo de gasto del crecimiento del PIB,³ y ambas líneas de trabajo destacan la varianza no condicional del PIB.

La reciente crisis financiera en EUA (2007-2008) repercutió en la demanda derivada por exportaciones como parte del ciclo de los inventarios en el ciclo económico, generando un colapso y una recuperación sin parangón en el comercio internacional. La literatura ha destacado el papel de la demanda interna privada y el mecanismo de inventarios (Alessandria *et al.*, 2010), así como la demanda interna privada del principal socio comercial de cada país (Eaton *et al.*, 2011), siendo esta última el principal factor determinante de la demanda externa por exportaciones.

² Más adelante se verá que el producto subyacente de Simon (2001) es en realidad una *demanda agregada excluyendo inventarios*, por lo que descomponerla con una función de producción para estimar *choques de productividad* resulta inapropiado.

³ Eggers y Ioannides (2006) señalan la reducción en la importancia de sectores relativamente más volátiles (agricultura y manufactura) a favor de otros sectores menos volátiles (financieros y de servicios) en el PIB como *la* explicación de la Gran Moderación. Davis y Kahn (2008) buscan una historia explicativa más completa, con varios elementos interactuando.

En este contexto, aunque hacia el inicio del año 2010 era prematuro esbozar una descripción del punto de quiebre resultante de la crisis de EUA en 2007-2008 en términos generales, la experiencia del Perú hasta esas fechas puede ser ilustrativa del ciclo de los inventarios en una economía emergente, a pesar de contar con pocos ciclos en los negocios, es decir, registrados bajo condiciones de mercado (Barrera, 2009). Más aún, las relaciones económicas entre el crecimiento del acervo de inventarios ante choques en el crecimiento del PIB y en tres componentes de la demanda agregada (la demanda interna pública, la demanda interna privada y la demanda externa por exportaciones) destacan por ser las menos estudiadas en Perú.

El cuadro 1 cuantifica la importancia de la variación de inventarios como porcentaje de la variación del PIB en las cuatro recesiones observadas en Perú antes de la generada como consecuencia de la crisis en EUA en 2007-2008.⁴

El promedio de estos coeficientes es de 230.4%, con un rango de variación de [100.9, 466.6]. De manera referencial, el promedio para EUA es de 87%, con un rango de variación de [2, 232] según los cálculos de Blinder y Maccini (1991) con las ocho recesiones registradas durante los años 1948-1982. Esto confirma, en primer lugar, que los movimientos en la inversión en inventarios han contribuido amplificando las fases recesivas de la economía peruana desde inicios de los noventa, en particular la más reciente. En segundo lugar, y en contraste con la Gran Moderación observada en los ciclos de los negocios de la economía estadounidense, en Perú se observa un fenómeno de *desmoderación*, al menos desde la tercera recesión registrada.⁵

⁴ Las unidades utilizadas son los cambios entre el pico y la subsecuente fosa en las *variaciones porcentuales promedio de cuatro trimestres* (variaciones porcentuales de los promedios móviles de cuatro niveles trimestrales, expresados en millones de nuevos soles de 1994).

⁵ Debe notarse que los coeficientes para EUA son calculados con los flujos en miles de millones de dólares de 1982 entre el pico

Cuadro 1

INCIDENCIA PROMEDIO DE LA VARIACIÓN DE INVENTARIOS

Inversión en inventarios y recesiones desde 1990

<i>Variable de referencia: PIB no primario (fechas pico-fosa)</i>	<i>Cambio en variación porcentual promedio cuatro trimestres (pico-fosa)</i>		
	<i>PIB real (1)</i>	<i>Inversión en inventarios (2)</i>	<i>Inversión en inventarios a PIB real (2/1)</i>
Muestra: 1992m12-2007m12 ^a			
(1) 1995m7-1996m10	-2.4	-2.4	100.9
(2) 1997m12-1999m8	-1.7	-3.5	212.1
(3) 2000m8-2001m8	-1.8	-2.6	141.9
(4) 2003m3-2004m6	-0.7	-3.3	466.6
Promedio (1-4)	-1.6	-2.9	230.4
Memo: 2008t2-2009t2	-3.3	-12.2	373.9

^a Las variaciones porcentuales promedio de cuatro trimestres fueron las unidades utilizadas para fechar los ciclos en los negocios de la economía peruana mediante el procedimiento Bry-Boschan (ver Barrera, 2009).

Fuente: elaboración propia, con datos en niveles del Banco Central de Reserva del Perú.

El objetivo de este estudio es explicar por qué se produce el fenómeno de *desmoderación* en Perú. Para ello se aproximan cuantitativamente las relaciones dinámicas (potencialmente asimétricas) entre el crecimiento del acervo de inventarios, el crecimiento del PIB y el de tres componentes de la demanda agregada (la demanda interna pública, la demanda interna privada y, en especial, la demanda externa por exportaciones) durante la experiencia peruana de crecimiento basado en el mercado entre el primer trimestre de 1993 y el primer trimestre del 2010 (1993t1-2010t1).

y la subsiguiente fosa, por lo que su comparabilidad con los coeficientes para Perú es indirecta.

Los datos utilizados para obtener los resultados empíricos se describe en la segunda sección. Estos datos permiten esbozar lo que tentativa y temporalmente denominamos los *hechos estilizados* sobre el uso de los inventarios. En principio, los inventarios sirven para atenuar el efecto de choques de demanda sobre las operaciones productivas, aunque adicionalmente pueden servir a *otros objetivos* que explicarían el fenómeno de la *desmoderación* en Perú. En la tercera sección se presenta un marco conceptual respecto a la decisión productiva y de inventarios que permite una explicación cualitativa al fenómeno de desmoderación. En la cuarta sección se propone un modelo no estructural flexible para aproximar las relaciones dinámicas asimétricas entre el producto y el acervo de inventarios y de las tres fuentes agregadas de demanda, así como un modelo estructural para descomponer la matriz de covarianzas del último periodo en la muestra (periodo final $T=2010t1$). La quinta sección describe los resultados en términos de covarianzas condicionales y de respuestas ante impulsos y brinda una explicación tentativa para el fenómeno de desmoderación en Perú. La sexta sección concluye.

2. DATOS Y HECHOS ESTILIZADOS: EL FLUJO AGREGADO DE INVENTARIOS EN PERÚ

Los datos que se utilizan en este estudio provienen del Banco Central de Reserva del Perú, disponibles en su sitio web bajo el título “Estadísticas económicas”, subtítulo “Series estadísticas”, en esta secuencia de vínculos: Todas las series, Actividad económica, y PIB gasto, en <<https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/trimestrales/pbi-gasto>>. Los valores están originalmente expresados en soles reales de 2007.

2.1 Los datos agregados de inventarios, producción y demanda

Evidentemente, la producción y el acervo de inventarios del agregado de empresas de una economía responderán a diferentes tipos de choques de demanda. Por este motivo, la demanda agregada sin inversión en inventarios (*DemAg*) se descompone en:

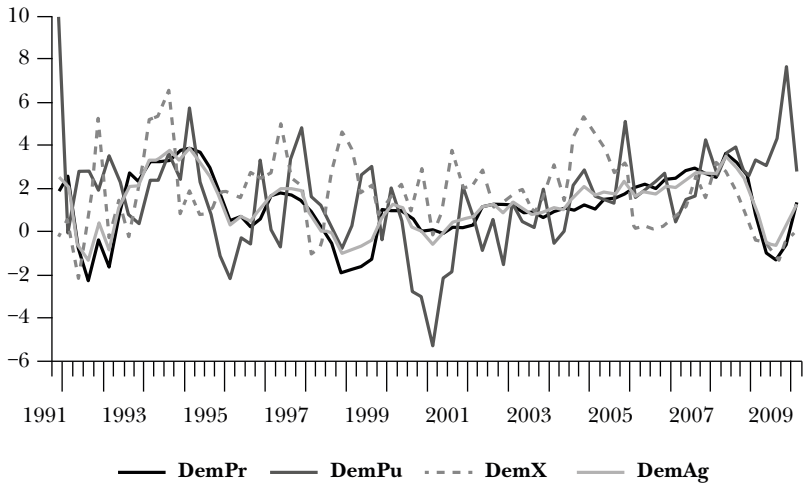
- 1) exportaciones reales, bienes y servicios no financieros (*DemX*);
- 2) consumo e inversión reales, bienes y servicios no financieros, del sector público (*DemPu*); y
- 3) consumo e inversión reales, bienes y servicios no financieros, del sector privado (*DemPr*).

La gráfica 1 presenta las *variaciones porcentuales promedio de cuatro trimestres* de estos tres componentes, y esta *transformación de datos* será usada en todo el estudio.⁶ Para representar la escena, no bastó usar la variación del agregado *DemAg*: las fluctuaciones en *DemPu* buscaron compensar las fluctuaciones en el *DemPr* en varias oportunidades (políticas anticíclicas) desde inicios de los años noventa (aunque con un débil efecto cuantitativo) y, a partir de 1996, buscaron compensar las fluctuaciones de corto plazo de *DemX* (parcialmente y a su discreción). Sólo a partir del 2001, al levantarse las comprensibles *restricciones* financieras para el sector público impuestas durante la estabilización económica, se elevó la frecuencia de estas políticas anticíclicas, más focalizadas. Estas restricciones consistieron

⁶ Una de las razones por las que no se siguen los cánones establecidos en la literatura de ciclos reales obedece a que los datos en niveles contienen un gran componente de error de medida, mientras que estas variaciones tienen un coeficiente ruido-sígnal muy bajo. En este sentido, la sección 3 sólo provee una explicación cualitativa que permite interpretar, de manera estructural, los resultados empíricos en la sección 5.

Gráfica 1

DEMANDA AGREGADA Y COMPONENTES
Variación porcentual promedio, cuatro trimestres
1991t1-2010t1



Fuente: elaboración propia, con datos en niveles del Banco Central de Reserva del Perú.

en un continuo esfuerzo fiscal para acumular fondos públicos que permitan políticas anticíclicas de mediano plazo más eficaces, lo que permitió un mayor efecto cuantitativo de la fluctuación en *DemPu* durante la drástica fluctuación en *DemX* generada como consecuencia de la crisis en EUA en 2007-2008.

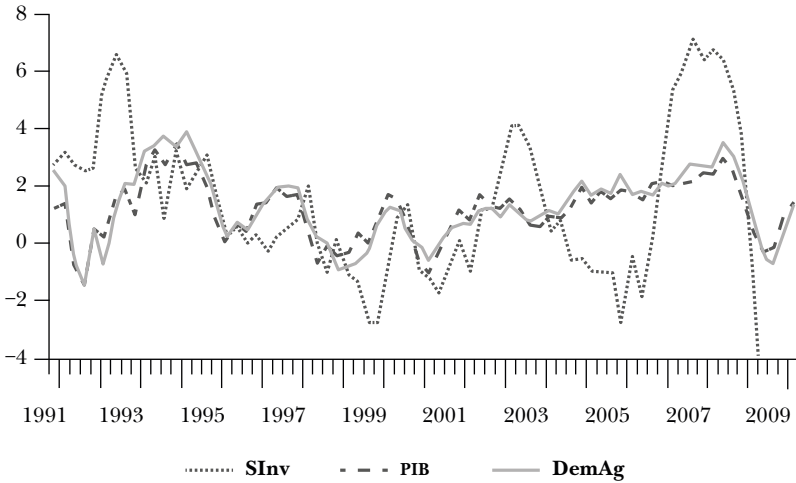
Además, es clave considerar estas otras dos variables endógenas: 1) saldo de inventarios real calibrado (*SInv*), y 2) producto bruto interno real (PIB).

La gráfica 2 presenta el mismo tipo de variaciones para estas dos variables, junto con las de la *DemAg*. Se aprecia que la *DemAg* y el PIB crecen a tasas muy similares. Por su parte, el *SInv* mantuvo un crecimiento relativamente cercano a la demanda agregada desde la reversión del episodio de sobreacumulación

Gráfica 2

ACERVO DE INVENTARIOS, PRODUCCIÓN Y DEMANDA AGREGADA

Variación porcentual promedio, cuatro trimestres
1991t1-2010t1



Fuente: elaboración propia, con datos en niveles del Banco Central de Reserva del Perú.

de inventarios a fines de 1994⁷ y hasta fines de 1998. Posteriormente se observan tres sobreacumulaciones de magnitud creciente, la primera termina en el pico del 2000t2; la segunda, en el del 2003t2; y la tercera, en el del 2008t1.⁸

Aunque sólo se dispone de información agregada de la inversión en inventarios, *DInv*, la creciente amplitud de los ciclos

⁷ Este episodio de sobreacumulación reflejó, en un primer momento, la recuperación de la producción registrada por el éxito del programa de estabilización (la inflación disminuyó drásticamente, aunque todavía en niveles de dos dígitos), así como las perspectivas optimistas para la economía ante el final de la guerra interna, en la segunda mitad de 1992.

⁸ La tercera reversión alcanza tasas negativas cercanas al 12% entre 2009t4 y 2010t1.

del crecimiento del $SInv$ podría explicarse por la creciente participación de los inventarios de bienes en proceso en el total de la $DInv$, específicamente en los sectores exportadores tradicionales.

2.2 Hechos estilizados del flujo agregado de inventarios

Los hechos estilizados sobre la relación entre la inversión en inventarios, las ventas y la producción en Perú son presentados de una manera similar a la de los estudios sobre inventarios en EUA. Se busca explicar dos hechos estilizados: 1) ¿por qué la producción es más volátil o menos que las ventas? y 2) ¿por qué la inversión en inventarios y las ventas no resultan estar negativamente correlacionadas?⁹

Una aproximación a estos hechos estilizados proviene de los momentos muestrales no condicionales de las *variaciones porcentuales promedio de cuatro trimestres*, con periodicidad trimestral, de diferentes componentes del PIB por tipo de gasto (uno de cuyos subagregados es la demanda agregada sin inversión en inventarios, $DemAg$). El cuadro 2 presenta la media y la desviación estándar de estas variaciones, así como sus correlaciones con la variación de la inversión en inventarios ($DInv$) y del saldo calibrado de inventarios ($SInv$)¹⁰ para dos subperiodos de la muestra: antes y durante el periodo posterior a la crisis financiera internacional resultado de la crisis en EUA en 2007-2008.

⁹ Un tercer hecho estilizado surge ante las recientes mejoras en la calidad en las estadísticas de inversión en inventarios de los países desarrollados: los componentes más volátiles de la inversión en inventarios no son los inventarios de bienes finales del sector manufacturero, sino los inventarios de materias primas, así como del comercio minorista (ver Blinder y Maccini, 1991).

¹⁰ La elevada volatilidad de las tasas de crecimiento de la inversión en inventarios en el cuadro 2 justifica dicha calibración (ver el anexo A) y explica la atención en las relaciones entre las tasas de crecimiento de la producción agregada, de la demanda agregada y de una secuencia *calibrada* del saldo de inventarios.

Cuadro 2

PIB POR TIPO DE GASTO (BIENES Y SERVICIOS)

Variaciones porcentuales promedio de cuatro trimestres

	Media (M)		Desviación estándar (S)				Correlación con D(Inv) (R1)				Correlación con S(Inv) (R2)					
	1995-2007	2008-2010	1995-2007	2008-2010	1995-2007	2008-2010	1995-2007	2008-2010	1995-2007	2008-2010	1995-2007	2008-2010	1995-2007	2008-2010		
	m(%)	m(PIB)	s(%)	s(PIB)	r(PIB)	r(PIB)	r(PIB)	r(PIB)	r(PIB)	r(PIB)	r(PIB)	r(PIB)	r(PIB)	r(PIB)		
I. Demanda global (1+2)	5.0	108.2	6.1	96.7	4.3	124.2	6.4	156.6	0.11	120.4	-0.02	-124.5	0.53	111.5	0.97	100.9
Ib. Demanda global (1b+2)	5.0	107.3	7.3	117.1	4.1	118.4	5.3	128.7	0.11	120.8	-0.11	-613.8	0.50	104.5	0.98	101.9
1. Demanda interna con D(inv)	4.5	97.5	6.4	102.3	4.9	144.3	6.6	161.6	0.14	154.9	-0.02	-103.9	0.58	121.5	0.97	100.8
Ib. Demanda interna sin D(inv)	4.5	96.2	7.9	126.8	4.7	136.0	5.3	128.8	0.14	157.9	-0.13	-686.9	0.55	116.0	0.98	101.6
a. Consumo privado	4.1	87.5	6.2	99.4	3.0	88.3	2.8	69.3	0.08	94.4	-0.15	-836.6	0.58	121.8	0.99	102.7
b. Consumo público	4.9	104.6	7.7	123.1	5.0	146.5	5.4	130.8	0.13	147.8	0.27	1,437.7	0.11	23.6	-0.95	-98.8
c. Inversión bruta interna	6.3	136.2	7.6	121.0	13.0	380.1	20.5	500.8	0.17	186.9	0.00	20.7	0.57	120.6	0.97	100.3

Inversión bruta fija (IBF)	6.0	129.5	13.8	221.0	11.8	344.1	15.9	388.8	0.18	201.7	-0.12	-638.0	0.52	109.5	0.98	101.6
-Privada	7.3	156.4	10.5	166.9	13.4	391.6	17.7	431.6	0.16	183.8	-0.13	-678.1	0.54	113.2	0.98	102.1
-Pública	1.6	35.4	32.5	519.5	11.6	338.5	9.2	225.1	0.15	173.4	-0.06	-340.0	0.15	31.0	0.77	79.5
Variación de existencias (D(inv))	-83.3	-1,792.2	0.8	12.9	583.3	17,036.7	319.7	7,804.7	1.00	1,122.8	1.00	5,408.0	0.16	34.5	-0.23	-23.5
Memo: saldo de inventarios [S(inv)]	2.7	57.7	6.1	96.9	7.6	220.6	24.4	595.5	0.16	184.0	-0.23	-1227.3	1.00	210.5	1.00	103.8
2. Exportaciones	8.4	181.2	4.3	68.4	4.3	125.4	5.4	132.6	-0.13	-142.9	-0.05	-258.9	-0.32	-67.9	0.97	100.8
II. Oferta global (3+4)	5.0	108.2	6.1	96.7	4.3	124.2	6.4	156.6	0.11	120.4	-0.02	-124.5	0.53	111.5	0.97	100.9
3. PIB	4.7	100.0	6.3	100.0	3.4	100.0	4.1	100.0	0.09	100.0	-0.02	-100.0	0.48	100.0	0.96	100.0
-Bienes	5.0	107.7	5.2	83.7	3.8	110.5	5.1	124.0	0.03	34.1	-0.01	-58.0	0.37	77.2	0.96	99.9
-Servicios	4.5	96.0	6.8	108.9	3.4	98.8	3.6	86.9	0.12	136.0	-0.03	-136.1	0.52	109.5	0.96	100.1
4. Importaciones	7.4	159.6	5.6	89.5	10.3	299.7	17.0	415.8	0.13	145.3	-0.03	-163.1	0.55	116.4	0.98	101.4

Fuente: elaboración propia, con datos en niveles del Banco Central de Reserva del Perú.

En términos de desviaciones estándar, la producción en Perú es *menos* variable que las ventas (demanda) para todos los componentes de la *DemAg* con la excepción del consumo privado (en ambos subperiodos). ¿Habrán incentivos para usar inventarios como colchón para cubrir choques positivos en la demanda y mantener el crecimiento suave de la producción?

Frente a los valores extremos en las medias y las desviaciones estándar de la variación de la *DInv*, la variación del saldo calibrado de inventarios, *SInv*, es un indicador más estable. Esto se verifica en sus correlaciones con la variación de todos los componentes del gasto.

Las correlaciones con la variación de la *DInv* muestran que las variaciones en la inversión en inventarios y las de las ventas (demanda) resultan positivamente correlacionadas en el periodo 1995-2007, para todos los componentes de la *DemAg* con la excepción de las exportaciones. En el periodo 2008-2010, resultan negativamente correlacionadas, con la excepción del consumo público. Las magnitudes de todas las correlaciones con la variación de la *DInv* son cercanas a cero debido a la elevada proporción de ruido presente en la *DInv*.

Las correlaciones con la variación del *SInv* son más informativas: las variaciones en el saldo calibrado de inventarios y las ventas (demanda) resultan positivamente correlacionadas en el periodo 1995-2007, para todos los componentes de la *DemAg*, con la excepción de las exportaciones. En el periodo 2008-2010 también resultan positivamente correlacionadas, con la excepción del consumo público. Las magnitudes de este segundo grupo de correlaciones toman valores alejados del cero, debido a una señal más clara en el saldo calibrado *SInv* (menor proporción de ruido).

¿Por qué las variaciones del *SInv* y de la demanda no están negativamente correlacionadas? ¿Habrán incentivos adicionales para acumular inventarios a una tasa *mayor* a la mínima necesaria para cubrir choques positivos en el crecimiento de la demanda y así atenuar o estabilizar el crecimiento de la producción?

Si el incentivo principal de las empresas para mantener inventarios es cubrir choques positivos en el crecimiento de la demanda y así poder suavizar la evolución de la producción para aprovechar oportunidades complementarias, como, por ejemplo, precios bajos en los insumos, se dice que las empresas producen para almacenar. En este caso, cambios en el $SInv$ les permiten dosificar la oferta ante las fluctuaciones de la demanda. Sin embargo, sucesivos periodos con tasas de crecimiento de la demanda que sobrepasan las expectativas previas generan aumentos en el crecimiento de la producción para cubrir parte del crecimiento inesperado en la demanda e incluso lograr un crecimiento adicional en el $SInv$. Este incentivo adicional por un mayor crecimiento en el $SInv$ surge de la necesidad de aumentar un activo no financiero que compense el aumento en el endeudamiento de corto plazo incurrido para cubrir la producción con demanda creciente en la eventualidad de que se revierta este crecimiento en la demanda (sucesivos periodos con expectativas deterioradas respecto al crecimiento de la demanda podrían tener efectos simétricos). Por lo tanto, el $SInv$ y la producción funcionan de manera coordinada, aunque con periodos diferentes, donde el $SInv$ puede ser más que simplemente el instrumento principal para compensar los choques de demanda en el corto plazo.

Finalmente, aunque los hechos estilizados favorecen estas hipótesis, cabe dudar de la idoneidad de estos hechos estilizados. ¿Es correcto considerar la descripción de estos momentos *no condicionales* como una descripción de los hechos estilizados de las relaciones entre el crecimiento de la demanda agregada, por un lado, y el crecimiento en el $SInv$ y en el PIB, por el otro? Según el teorema de la descomposición de varianzas, la varianza condicional a un conjunto de información disponible es menor a la varianza no condicional. Un teorema más general establece que la covarianza condicional es diferente a la covarianza no condicional (lo que también es válido para las correlaciones). Por lo tanto, los momentos no condicionales sólo pueden brindar una descripción preliminar. En este

sentido, el presente estudio busca determinar si los momentos condicionales de los datos brindan evidencia sobre la presencia del fenómeno de desmoderación en Perú.

3. MODELO TEÓRICO GENERAL CON HETEROCEDASTICIDAD

Sensier (2003) presenta un modelo que engloba los modelos de Blanchard (1983), Blinder (1986), Eichenbaum (1989), Kahn (1987) y Ramey (1991) sobre la base del modelo de Callen *et al.* (1990) y Cuthbertson y Gasparro (1993). Sea I_t el vector de los M niveles de inventarios mantenidos por la empresa representativa por tipo de bien k , por ejemplo, si $M = 3$, $k = 1$ (bienes finales); $k = 2$ (bienes en proceso) y $k = 3$ (materias primas), denominados en unidades de algún bien de consumo final que sirve como numerario. Asimismo, el vector de funciones para sus correspondientes niveles deseados se define como

$$1 \quad I_t^* = I^* \left(\underbrace{S_t}_+, \underbrace{z_t^I}_-, \underbrace{h_t^S}_+, \underbrace{r_t^H}_- \right),$$

donde S_t es el vector de ventas en el periodo t^H de los M tipos de bienes (al mercado y a la área de transferencia interna de la firma), z_t^I es el vector de factores de cambio tecnológico en el periodo t de los procedimientos de control de inventarios para los M tipos de bienes, r_t^H es el beneficio financiero-impositivo

¹¹ Es factible interpretar esta función para los niveles de inventarios deseados en el periodo t como dependiente de las ventas en el periodo t , cualquiera que sea este nivel (incluyendo un nivel predicho o esperado y elaborado con información disponible en algún periodo previo $t-s$, donde $s > 0$). Por lo general, se ha considerado como dependiente de las ventas esperadas para el periodo t (ver por ejemplo, Sensier, 2003; Cuthbertson y Gasparro, 1993; Blinder y Maccini, 1991).

por mantener inventarios como activo¹² en el periodo t y h_t^S es el vector de las M desviaciones estándar en el periodo t del error de predicción (un periodo adelante) de cada componente del vector de ventas S_t , condicionales a toda la información disponible hasta el periodo corriente t . Los signos debajo de cada variable sugieren el sentido de la dependencia en estática comparativa (Callen *et al.*, 1990, y Cuthbertson y Gasparro, 1993). El costo o la pérdida incurrida por alejarse de los niveles deseados se define como la función

$$2 \quad C_t^A = C^A(I_t - I_t^*),$$

que se ha denominado *acelerador* en la literatura reciente.¹³ El costo físico del mantenimiento de inventarios, que incluye el alquiler del espacio, el mantenimiento del ambiente adecuado para la conservación de las cualidades de los bienes (por ejemplo, refrigeración), el mantenimiento de máquinas transportadoras y horas-hombre para operarlas, entre otros, se define como el vector de funciones

$$3 \quad C_t^m = C^m(I_t, \delta),$$

donde δ es el vector con las M tasas de depreciación (máxima merma efectiva permitida) de cada bien k mantenido en los inventarios de la empresa (por ejemplo, δ^f es el componente

¹² Ver Sensier (2003). Callen *et al.* (1990) lo tratan como un costo financiero unitario por mantener inventarios.

¹³ Por ejemplo, la suma de términos cuadráticos correspondientes a cada bien k , cada uno multiplicado por un coeficiente $b_k/2$.

correspondiente a los bienes finales).¹⁴ El costo de producción de bienes finales se define como la función

$$C_t^P = C^P(v_t, P_t),$$

donde v_t es el término del costo marginal que varía en el tiempo¹⁵ y P_t es el nivel de producción.¹⁶ Para simplificar, a partir de ahora se supone que la empresa sólo mantiene inventarios de bienes finales ($I_t = I_t^f$), y por ende todos los vectores ya mencionados en esta sección son escalares.

La *restricción de inventarios* establece una relación entre la producción, las ventas y el flujo de inventarios de bienes finales

¹⁴ En Blinder (1982, 1986a, 1986b) y Sensier (2003), C_t^m es una función cuadrática en I_t^f sin constante y con coeficiente $e_2/2$ para el término cuadrático. Eichenbaum (1989) usa una función cuadrática, pero con coeficiente e_{1t} para el término lineal (que varía en el tiempo). Aquí el costo físico de mantenimiento depende de las tasas de depreciación (que podrían variar en el tiempo).

¹⁵ En Eichenbaum (1989) es un choque estocástico al costo marginal de producir P_t para que el modelo englobe el motivo de suavizamiento del costo de producción de Blanchard (1983) y West (1990), como por ejemplo un choque a los precios relativos de los factores. En general puede ser cualquier variable que afecte la decisión intertemporal de producción de la empresa, como la posición financiera o de liquidez de la empresa (Cuthbertson y Gasparro, 1993; Sensier, 2003) o el error de predicción de las ventas un periodo adelante (Sensier, 2003 también usa la predicción de la producción en sus estimaciones).

¹⁶ En Blanchard (1983), Eichenbaum (1989), Sensier (2003) y West (1990), C_t^P es una función cuadrática en P_t sin constante y con coeficientes v_t para el término lineal y $a/2$ para el término cuadrático. Si a es positivo, el costo marginal de producción es creciente y el modelo engloba el motivo de suavizamiento del nivel de la producción de Blinder (1986a); si a es negativo, el modelo engloba el caso considerado por Ramey (1991).

5

$$P_t = S_t + \Delta I_t^f,$$

que suele ser usada para obtener el flujo total de ventas (facturadas y no facturadas) de bienes finales. Con la secuencia histórica del flujo de inventarios se puede obtener el saldo de inventarios, por ejemplo, para los bienes finales,

6

$$I_t^f = (1 - \delta^f) I_{t-1}^f + I_t^f,$$

es decir, una ecuación de inventarios perpetuos donde δ^f es la tasa de depreciación de los inventarios de bienes finales.

Con estos supuestos, la empresa maximiza la esperanza condicional del valor presente de los beneficios reales en el momento t , Π_t , respecto a la secuencia de la variable de decisión, $\{I_{t+j}^f\}_{j=0}^{\infty}$, dadas las variables predeterminadas I_{t+j-1}^f y las secuencias de los mejores pronósticos de $\{S_{t+j}, z_{t+j}^I, r_{t+j}, h_{t+j}^S, v_{t+j}\}_{j=0}^{\infty}$ para todo el periodo considerado en el valor presente, $[t, t+1, \dots, \infty)$.

7

$$E_t[\Pi_t] \equiv \left[\sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \left\{ S_{t+j} - C^A \left(I_{t+j}^f - I^* \left(S_{t+j}, z_{t+j}^I, r_{t+j}, h_{t+j}^S \right) \right) - C^m \left(I_{t+j}^f, \delta^f \right) - C^P \left(c_{t+j}, S_{t+j} + \Delta I_{t+j}^f \right) \right\} \right],$$

donde β es el factor de descuento y $E_t[\cdot] \equiv E_t[\cdot | \Omega_t]$ es el operador de esperanza condicional a todo el conjunto de información Ω_t relevante para la empresa que está disponible en el momento t cuando va a determinar la secuencia óptima $\{\tilde{I}_{t+j}^f\}_{j=0}^{\infty}$. Se ha supuesto que la función de ingresos por ventas es cóncava y que las funciones de costos son todas funciones convexas, por

lo que la condición de primer orden (ecuación de Euler) es la condición necesaria y suficiente para un óptimo.¹⁷

Eichenbaum (1989) soluciona este problema para un esquema de parámetros particular en el que la condición de primer orden brinda la condición necesaria y suficiente. Luego de una adecuada manipulación algebraica, obtiene la condición para el plan óptimo del saldo de inventarios $\{\tilde{I}_{t+j}^f\}_{j=0}^{\infty}$, según la cual:

- 1) I_t^f depende positivamente de las ventas esperadas en el futuro $\{S_{t+j}^f\}_{j=0}^{\infty}$: se mantienen inventarios para suavizar la producción;
- 2) I_t^f depende negativamente de las ventas corrientes S_t^f : como los costos marginales de producción son crecientes, existe un margen más allá del cual la empresa prefiere cubrir sus ventas con inventarios en vez de aumentar la producción;
- 3) I_t^f depende negativamente del choque estocástico corriente en el costo marginal de producción v_t : cuando los costos marginales de producción presentes son altos, la empresa prefiere cubrir sus ventas con inventarios en vez de nueva producción en el periodo presente;

¹⁷ Se debería incluir, en esta formulación, los beneficios provenientes de todas las operaciones productivas y financieras que realiza la empresa, al menos aquellas asociadas con los diferentes tipos de inventarios; por ejemplo, los costos asociados a los factores para la producción de bienes en proceso separada de los bienes finales, los beneficios netos resultado de operaciones productivas de bienes en proceso, así como de operaciones financieras como la compraventa de materia prima (la *restricción de inventarios* se modificaría apropiadamente). La especificación simple en términos de beneficios reales evade considerar la posibilidad de contabilizar parte de las actividades financiero-especulativas que el sector corporativo puede realizar con los diferentes tipos de inventarios que mantiene.

- 4) I_t^f depende positivamente de los choques futuros al costo marginal de producción $\{v_{t+j}\}_{j=1}^{\infty}$: la empresa prefiere acumular inventarios con la producción presente cuando los costos marginales de producción presentes son bajos respecto a los futuros, y por lo tanto eventualmente cubrir sus ventas con inventarios en vez de producción futura; y
- 5) I_t^f depende negativamente de los coeficientes lineales (presentes y futuros) de los costos de mantenimiento de inventarios, $\{e_{t+j}\}_{j=0}^{\infty}$ (ver nota 14).

La formulación del problema de la empresa representativa supone que las variables son estacionarias. Como la producción y las ventas agregadas son no estacionarias, se requiere reformular el problema mediante una normalización apropiada o alternativamente utilizar el atajo de dos etapas propuesto por Callen *et al.* (1990): 1) proponer una relación lineal de cointegración entre el nivel no estacionario de inventarios y los factores determinantes del nivel deseado de inventarios; y 2) usar la secuencia de errores de cointegración para minimizar los costos totales $C_t^T = C_t^m + C_t^P$ para cada periodo como función del saldo de inventarios.

Este marco teórico provee una explicación cualitativa de la relación entre el nivel de inventarios y sus factores determinantes aunque, como ya se mencionó, sólo se usará las variaciones porcentuales promedio (*var%*) en las secciones siguientes.¹⁸

¹⁸ Otra justificación para ello se encuentra en la propiedad de las elasticidades ε_i de una función escalar que depende de n variables, $z_t = z(x_t^1, \dots, x_t^n)$, o sea $var\%z_t = \sum_{i=1}^n (var\%x_t^i) \varepsilon_i$. Esta propiedad es aplicable a cualquiera de las funciones usadas en este marco teórico (incluyendo las condiciones de Euler).

4. LOS MODELOS VARNN-ARCH PROPUESTOS

Se describe una familia de modelos dinámicos que son inmunes a problemas de heterocedasticidad y apropiados tanto para el modelo conceptual de la sección anterior como para la mayoría de modelos utilizados en macroeconomía, donde se busca que las medias condicionales se encuentren adecuadamente aproximadas a pesar de la presencia de valores atípicos y episodios de alta varianza (Hamilton, 2008).

4.1 Medias condicionales

En primer lugar, describimos los modelos por estimar para las medias condicionales. El primer modelo para estos momentos es la típica función lineal multivalorada de los modelos VAR(K, p),

$$\begin{aligned} 8 \quad y_t &= A_0 + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t = A_0 + \sum_{j=1}^p A_j y_{t-j} + \varepsilon_t, \\ \varepsilon_t \mid \Omega_{t-1} &\sim N(0, \Sigma_t), \end{aligned}$$

donde $y'_t \equiv \{y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Kt}\}$ y $\varepsilon'_t \equiv \{\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{Kt}\}$ son vectores de K variables estacionarias, $\Omega_{t-1} \equiv \{y'_{t-1}, y'_{t-2}, \dots, y'_{t-p}\}$ es el conjunto de información relevante y $\Sigma_t \equiv [\sigma_t^{ij}]$ es la matriz $K \times K$ de covarianzas condicionales del periodo t ($\sigma_t^{ij} = \sigma_t^{ji}$) para los modelos VAR(K, p).

Un segundo grupo de modelos de VAR no lineales generaliza el modelo de la ecuación 8:

$$9 \quad y_t = A_0 + g(\Omega_{t-1}) + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0, \Sigma_t),$$

donde se suele postular una función no lineal multivalorada específica $g(\cdot)$, por ejemplo, eligiendo (de manera algo arbitraria) la función de transición suave, VSTVAR, o la función

de autoexcitación con límite, SETVAR (ver Granger y Teräsvirta, 1993).

En lugar de suponer *a priori* el conocimiento de la función $g(\cdot)$, una hipótesis que se toma como premisa en la macroeconomía moderna, aquí se usa un supuesto más general: la existencia de patrones no lineales desconocidos en los datos. Por ello se plantea utilizar modelos dinámicos flexibles (redes neuronales), cuya principal propiedad es justamente una elevada capacidad para aproximar dichos patrones en los datos. En este contexto, se elige una arquitectura de redes denominada *perceptrón multicapa* (MLP).¹⁹ Su versión dinámica (VARNN-perceptrón o VARMLP) se utilizará para obtener una aproximación (global) de la función no lineal multivalorada $g(\cdot)$, aquella que mejor se ajuste a los patrones no lineales en los datos.²⁰ Según dicha arquitectura, ello es posible mediante la combinación de un número finito de H funciones no lineales básicas estructuradas en un grafo multicapa,

$$10 \quad g(\Omega_{t-1}) \approx \beta_0 + \sum_{i=1}^H \beta_i h_i(\Omega_{t-1}) = \sum_{i=1}^H \beta_i \Psi_i \left(\Delta_{0,i} + \sum_{j=1}^p \Delta_i(j) y_{t-j} \right),$$

donde las H unidades h_i son denominadas *unidades escondidas*, cada una de las cuales es una función no lineal multivalorada Ψ_i , cuyos componentes son funciones acotadas.²¹

¹⁹ Ver Dorffner (1996). Esta arquitectura de *redes neuronales artificiales* (ANN, del inglés) se utiliza en series temporales (también conocidas como *feedforward ANN*; ver Kuan y Liu, 1995).

²⁰ Una aproximación de Taylor requiere una función específica y un punto de aproximación.

²¹ Shachmurove (2002) menciona que la principal ventaja de las ANN es la habilidad de analizar rápidamente patrones complejos, con un alto grado de precisión y sin mantener supuestos sobre la distribución de los datos. Entre las desventajas se tiene la tendencia a sobreparametrizar o a subparametrizar y la falta de un método estructurado y estándar para elegir, desarrollar, entrenar y evaluar una ANN.

4.2 Covarianzas condicionales

En segundo lugar, se describe la familia de modelos para las matrices de covarianzas condicionales del modelo que se estimará finalmente. Esta es la familia de modelos ARCH multivariados, cuyos miembros más conocidos son los denominados VECH, BEKK y exponencial. El modelo VECH es el más general,

$$11 \quad vech(\Sigma_t) = c + \sum_{h=1}^p C_h vech(\varepsilon_{t-h} \varepsilon'_{t-h}) + \sum_{k=1}^q B_k vech(\Sigma_{t-k}),$$

donde al usar el operador *vech* (que apila los elementos sobre y debajo de la diagonal de una matriz cuadrada), se tiene que c es un vector de orden $[K(K+1)/2] \times 1$ y $\{C_h\}$, $\{B_k\}$ son matrices de orden $[K(K+1)/2] \times [K(K+1)/2]$. Como mencionan Ding y Engle (2001), su generalidad va de la mano con su reducida parsimonia y la dificultad para imponer restricciones que aseguren una secuencia de matrices $\{\Sigma_t\}$ positivamente definidas (salvo la imposición de $\{C_h\}$ y $\{B_k\}$ diagonales).

El modelo BEKK es una versión restringida del modelo VECH que genera una secuencia de matrices $\{\Sigma_t\}$ positivamente definidas al imponer una estructura paramétrica de forma cuadrática,

$$12 \quad \Sigma_t = CC' + \sum_{h=1}^p D_h (\varepsilon_{t-h} \varepsilon'_{t-h}) D_h' + \sum_{k=1}^q E_k \Sigma_{t-k} E_k',$$

donde C , $\{D_h\}$ y $\{E_k\}$ son matrices $K \times K$ y sólo C es triangular inferior. Engle y Kroner (1995) brindan las condiciones por las cuales el modelo BEKK engloba todos los modelos VECH diagonales con una secuencia de matrices $\{\Sigma_t\}$ positivamente definidas y casi todos los modelos VECH con una secuencia de matrices $\{\Sigma_t\}$ positivamente definidas. Estas condiciones eliminan las representaciones redundantes (que se observan equivalentes).

La posibilidad de asimetrías en las covarianzas condicionales ha sido considerada mediante dos estrategias. La primera impone restricciones específicas no necesariamente avaladas por los datos (por ejemplo, las propuestas en Ebrahim, 2000; ver anexo B en Barrera, 2010) mientras que la segunda, propuesta por Kawakatsu (2006), usa una parametrización sin restricciones específicas, por lo que se adaptará al modelo del presente estudio.

La propuesta de Kawakatsu (2006) es una generalización del modelo asimétrico de Nelson (1991) al caso multivariado que logra mantener la generalidad de la representación VECH mediante una innovadora estructura paramétrica que genera una secuencia de matrices $\{\Sigma_t\}$ positivamente definidas sin las sensibles simplificaciones de Ebrahim (2000). Usando la representación VECH, Kawakatsu (2006) propone

$$\begin{aligned} 13 \quad \text{vech}(\log(\Sigma_t)) - c_0 = & \sum_{h=1}^p C_t^* \varepsilon_{t-h} + \sum_{h=1}^p C_t^{**} (|\varepsilon_{t-h}| - E\{|\varepsilon_{t-h}|\}) \\ & + \sum_{k=1}^q B_k (\text{vech}(\log(\Sigma_{t-k})) - c_0), \end{aligned}$$

donde $\log(\Sigma_t)$ es el *logaritmo matricial* de Σ_t , $\text{vech}(\log(\Sigma_t))$ y $c_0 \equiv \text{vech}(C)$ son vectores $[K(K+1)/2] \times 1$, C es una matriz simétrica $K \times K$ y las matrices $\{C_h^*\}$, y $\{B_k\}$ tienen dimensiones $[K(K+1)/2] \times K$, $[K(K+1)/2] \times K$ y $[K(K+1)/2] \times [K(K+1)/2]$, respectivamente. Las matrices $\{C_h^{**}\}$ registran los efectos asimétricos (*leverage effects*) en el proceso de covarianzas condicionales.

Al usar la transformación logarítmica matricial de la matriz de covarianzas (simétrica), no se requiere que $\log(\Sigma_t)$ sea positivamente definida (ni imponer condición alguna). Al aplicar la operación exponencial matricial (inversa) en ese espacio transformado, se obtiene una matriz de covarianzas que es simétrica y por ende positivamente definida. Esto permite especificar cualquier dinámica para esta matriz y generar siempre una secuencia de matrices $\{\Sigma_t\}$ positivamente definidas.

Si T es el número de observaciones, donde $y'_t \equiv \{y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Kt}\}$ es la transpuesta del vector de K variables y Θ es el vector columna de todos los parámetros, la densidad condicional normal multivariada de $y_t | \Omega_{t-1}$ puede escribirse como:

$$14 \quad f(y_t | \Omega_{t-1}; \Theta) = (2\pi)^{-\frac{K}{2}} |\Sigma_t|^{-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2}(\varepsilon'_t \Sigma_t^{-1} \varepsilon_t)\right);$$

y la función de log-verosimilitud resulta $l_Q = \sum_{t=1}^T l_t$, donde $l_t \equiv \log(y_t | \Omega_{t-1}; \Theta)$. Para fines comparativos, la contribución de la observación t a esta función de log-verosimilitud resulta ser

$$15 \quad l_t = -\frac{1}{2} \left(K \log(2\pi) + \log(|\Sigma_t|) + \varepsilon'_t \Sigma_t^{-1} \varepsilon_t \right).$$

Para el caso del modelo exponencial matricial de Kawakatsu (2006), esta expresión puede describirse como

$$16 \quad l_t = -\frac{1}{2} \left(K \log(2\pi) + \log m \left(\left| e^{\log m(\Sigma_t)} \right| \right) + \varepsilon'_t \left(e^{\log m(\Sigma_t)} \right) \varepsilon_t \right).$$

Al usar las siguientes propiedades del exponencial matricial y del logaritmo matricial:

$$1) \text{ para toda matriz cuadrada } A, \left(e^A \right)^{-1} = e^{-A},$$

$$2) \text{ para toda matriz simétrica } S, \log m \left(\left| e^S \right| \right) = \text{traza}(S),$$

se obtiene

$$17 \quad l_t = -\frac{1}{2} \left(K \log(2\pi) + \text{traza}(\log m(\Sigma_t)) + \varepsilon'_t \left(e^{-\log m(\Sigma_t)} \right) \varepsilon_t \right).$$

Al añadir la matriz exponencial de Kawakatsu (2006) a la modelación no estructural propuesta, que incluye una distribución multivariada t de Student, todos los parámetros son

robustos ante la presencia de observaciones atípicas sin imponer restricciones específicas no necesariamente avaladas por los datos. Este modelo es estimado para el caso peruano con los 65 datos trimestrales del periodo 1994t1-2010t1.²² Todas las variables se expresan como *variaciones porcentuales promedio de cuatro trimestres*.

La estimación de este modelo econométrico dinámico y flexible es factible, a pesar de las restricciones computacionales, si se enfrenta el problema de sobreparametrización. Este problema es común en modelos de redes neuronales y puede reducir su utilidad para fines de predicción. El anexo B describe el método de *máxima verosimilitud penalizada* para solucionar este problema y el asociado número reducido de grados de libertad.

4.3 Una estructura contemporánea

Se plantea un modelo estructural para descomponer la matriz de covarianzas del periodo final $t = T$ del modelo VAR-NN-ARCH no estructural estimado (aunque la discusión que sigue es aplicable a la matriz de covarianzas de cualquier periodo t). Utilizando la descomposición AB , la matriz $(I-A)$ es una matriz triangular y la matriz B es una matriz diagonal de dimensión $k = 5$. El ordenamiento del modelo estructural $y'_t \equiv \{DemX_t, DemPu_t, DemPr_t, SInv_t, PIB_t\}$ debe ser tomado en cuenta para la interpretación de sus coeficientes: los choques más exógenos corresponden a los de las tasas de crecimiento de $\{DemX_t, DemPu_t, DemPr_t\}$, ante lo cual sigue la acción compensatoria del choque en la tasa de crecimiento de $\{SInv_t\}$

²² Se descartó la posibilidad de incluir el periodo de inflación elevada y su posterior estabilización debido a las fluctuaciones considerables en los precios relativos. Con los rezagos en las medias condicionales y los rezagos en las covarianzas condicionales, la muestra de covarianzas condicionales estimadas es de 41 observaciones (2000t1-2010t1).

(según los incentivos prevalecientes), todo lo cual finalmente determina el choque en la tasa de crecimiento del $\{PIB_t\}$.

Los valores o signos esperados de los coeficientes a_{ij} en la matriz $(I-A)$ provienen del modelo teórico de la sección 3. Se postula que existen relaciones contemporáneas entre los choques en los tres componentes de la demanda agregada: se espera que $\{DemPu_t\}$ cumpla alguna función compensatoria ante los choques en $\{DemPr_t\}$ y $\{DemX_t\}$ (relaciones *inversas* reflejadas en coeficientes *positivos* inmediatamente bajo la diagonal principal de la submatriz (1:3,1:3) de $(I-A)$; ver el cuadro 3). Asimismo, los choques en los tres componentes afectan las decisiones de inventarios y producción de las empresas. Si su único incentivo para mantener inventarios fuera la suavización de la producción, las relaciones contemporáneas entre $\{SInv_t\}$ y los tres componentes de la demanda agregada serían *inversas* y se reflejarían en coeficientes *positivos* en la cuarta fila de $(I-A)$. Pero si existen incentivos adicionales para el crecimiento de $\{SInv_t\}$, estas relaciones podrían ser *directas* (coeficientes *negativos* en dicha fila). Por su parte, mientras que la suavización de la producción, $\{PIB_t\}$, la independizaría de los choques de demanda (los coeficientes de la quinta fila serían nulos), los *incentivos adicionales* generarían relaciones *directas* entre los choques de oferta²³ y todos los demás (coeficientes *negativos* en esta fila).²⁴

²³ Como se mencionó en la sección 3, los choques en la producción engloban choques en los costos marginales (por ejemplo, en los precios relativos de los factores de producción) y choques tecnológicos (inversiones que mejoren el acervo de capital), así como también choques en el proceso productivo (problemas de logística como, por ejemplo, cortes en el suministro de energía para la producción manufacturera o minera, de insumos como el agua para la producción agrícola, entre otros).

²⁴ No se mencionó en la sección 2 que el crecimiento de $\{DemAg_t\}$ es un promedio ponderado del crecimiento de los primeros tres componentes del vector de variables endógenas.

Cuadro 3

MATRIZ (I-A)					
<i>Afectan al choque estructural en:</i>	<i>Choques estructurales de</i>				
	<i>DemX</i>	<i>DemPu</i>	<i>DemPr</i>	<i>SInv</i>	<i>PIB</i>
<i>DemX</i>	1	0	0	0	0
<i>DemPu</i>	a_{21}	1	0	0	0
<i>DemPr</i>	a_{31}	a_{32}	1	0	0
<i>SInv</i>	a_{41}	a_{42}	a_{43}	1	0
PIB	a_{51}	a_{52}	a_{53}	a_{54}	1

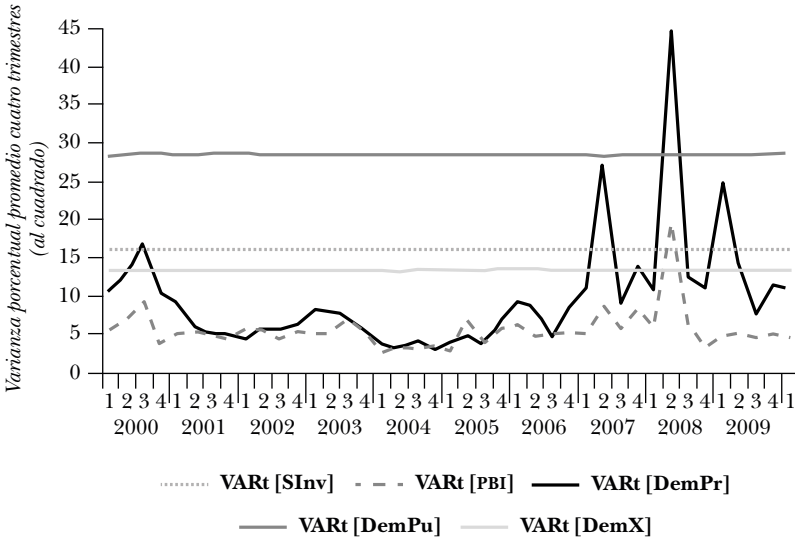
5. RESULTADOS

Desde el punto de vista econométrico y estadístico, cabe preguntarse sobre la relevancia de utilizar supuestos tan generales y realizar pruebas estadísticas que verifiquen la necesidad de los mismos, sea de manera individual o conjunta. La respuesta, sin embargo, debe considerar la necesidad de anidar hipótesis más simples dentro del modelo propuesto, una consideración que ha probado ser escasa en la literatura reciente sobre la verosimilitud penalizada (ver anexo B).

A continuación, se presenta los resultados asociados a la herramienta general de observación propuesta, que impone una cantidad mínima de supuestos mantenidos (con el costo adicional asociado a su estimación). Un producto adicional de esta herramienta es el conjunto de estimados de las covarianzas condicionales (las varianzas condicionales indican periodos de mayor incertidumbre para cada variable del modelo).

Gráfica 3

VARIANZAS CONDICIONALES DE LOS TRES COMPONENTES DE LA DEMANDA AGREGADA, LOS INVENTARIOS Y LA PRODUCCIÓN 2000t1-2010t1



5.1 Modelo VARNN-ARCH no estructural

La gráfica 3 presenta la varianza condicional de las *variaciones porcentuales promedio de cuatro trimestres* de cada uno de los tres componentes de la demanda agregada, los inventarios y la producción (es decir, las unidades son variaciones al cuadrado).

Se aprecia que las varianzas condicionales del *DemPr* y del PIB son cambiantes en el tiempo, mientras que la del *SInv*, el *DemPu* y las *DemX* aparecen como pseudoconstantes debido al rango de variación de las cambiantes en el tiempo.²⁵

²⁵ Estos dos amplios rangos de variación pueden reflejar la necesidad de separar los *quanta* de los precios relativos inherentes a las unidades originarias (nuevos soles de 1994) para incluirlas en modelos de mayor dimensión (y dificultad para estimar).

Las varianzas condicionales del *DemPr* y del PIB suelen elevarse contemporáneamente, destacando los saltos en la incertidumbre más recientes. Por otro lado, la secuencia de las varianzas condicionales de PIB suele ser menor que la secuencia correspondiente al *DemPr*, lo que refleja la existencia de un grado de estabilización de la producción respecto al *DemPr* que es atribuible a la administración de los inventarios y que es más notorio en la eventualidad de saltos en la incertidumbre del *DemPr*. Respecto a las varianzas condicionales pseudoconstantes en el tiempo, la del *DemPu* es mayor que la del *SInv*, y esta a su vez es mayor que la del *DemX*. Como estas varianzas pseudoconstantes suelen ser mayores que las varianzas que cambian en el tiempo (*DemPr* y PIB), la estabilización de la producción se realiza respecto a cada uno de estos tres componentes de la demanda agregada.

Respecto a la secuencia estimada de la varianza condicional de la *DemAg*, que se ha añadido a las gráficas anteriores, esta fue calculada a partir de la submatriz de covarianzas condicionales correspondientes a las variaciones de sus tres componentes (*DemPr*, *DemPu* y *DemX*).

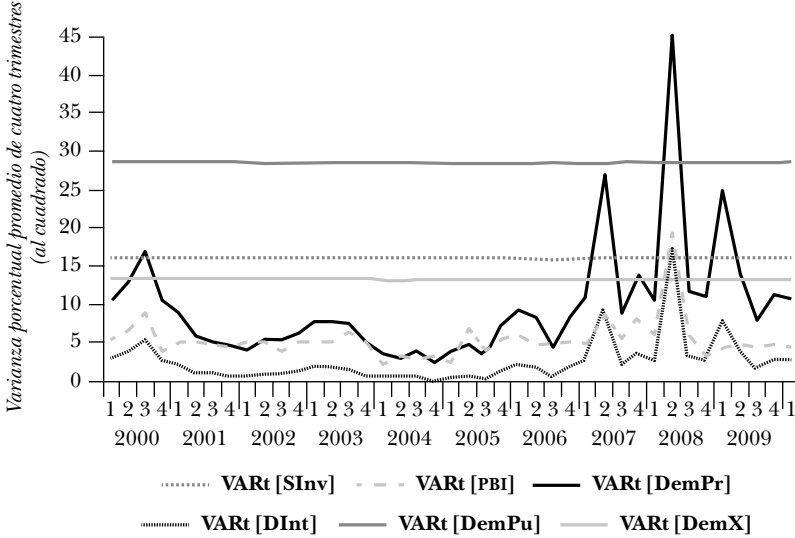
La varianza condicional de la *DemAg* confirma la posibilidad que motivó este trabajo: que resulta menor que la varianza condicional del PIB (excepto en un trimestre posterior al periodo reciente de máxima incertidumbre) y con una magnitud relativa alrededor de uno a cuatro (durante el periodo de menor incertidumbre). Este resultado contrasta con los resultados obtenidos con las varianzas no condicionales (ver el cuadro 2), se explica por el efecto de las covarianzas condicionales entre sus tres componentes.

En conclusión, el manejo agregado de inventarios resulta en la estabilización de la producción por medio de mecanismos que se reflejan en las covarianzas condicionales de las variaciones de los tres componentes de la *DemAg* (*DemPr*, *DemPu*

En todo caso, todos los momentos condicionales del modelo estimado lo son respecto a las pocas variables incluidas.

Gráfica 4

VARIANZAS CONDICIONALES DE LOS TRES COMPONENTES DE LA DEMANDA AGREGADA, LOS INVENTARIOS, LA PRODUCCIÓN Y LA INVERSIÓN EN INVENTARIOS
2000t1-2010t1



y *DemX*). La evolución de todas las 15 entradas diferentes de la matriz de covarianzas condicionales (estandarizadas) se presenta en el anexo C. Dos de las tres covarianzas que intervienen en el cálculo de la varianza de la *DemAg* son negativas (*DemPr, DemX*) y (*DemPu, DemX*), lo que contribuye a que la secuencia de la varianza de la *DemAg* resulte la más cercana a la abscisa (ver la gráfica 4).

Las covarianzas (*SInv, DemPu*) y (*SInv, DemX*) son negativas, reflejando las relaciones inversas esperadas cuando no hay más incentivos para mantener inventarios que la suavización de PIB. La covarianza (*DemPr, SInv*) es la única positiva, reflejando las relaciones directas esperadas cuando hay incentivos adicionales para el crecimiento del *SInv*.

Cuadro 4

RELACIONES CONTEMPORÁNEAS ESTIMADAS							
SpVARNN-ARCH con cinco variables							
		<i>I-A</i>					
		<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	
		<i>B</i>	<i>DemX</i>	<i>DemPu</i>	<i>DemPr</i>	<i>SInv</i>	<i>PIB</i>
1	<i>DemX</i>	3.671 (1.985)	1.000				
2	<i>DemPu</i>	5.361 (1.679)	0.053 (0.123)	1.000			
3	<i>DemPr</i>	3.332 (1.112)	0.059 (0.074)	(0.047) (0.118)	1.000		
4	<i>SInv</i>	4.040 (0.521)	0.044 (0.117)	0.172 (0.188)	(0.076) (0.115)	1.000	
5	<i>PIB</i>	1.822 (1.335)	(0.013) (0.016)	(0.002) (0.026)	(1.207) (0.016)	(0.008) (0.033)	1.000

5.2 Modelo VARNN-ARCH estructural: estructura contemporánea

El cuadro 4 presenta los coeficientes estimados para las matrices de la descomposición AB de la matriz de covarianzas condicional estimada del periodo final de la muestra ($T=2010t1$). Nótese que los elementos debajo de la diagonal en $(I-A)$ tienen el signo inverso al de los correspondientes elementos de A , mientras que los elementos diferentes de cero de la matriz B (su diagonal) se presentan como un vector columna.

Todos los parámetros estimados en la matriz $(I-A)$ del periodo T de la muestra son estadísticamente iguales a cero, con la excepción del parámetro que mide el efecto *positivo* del choque estructural del *DemPr* sobre el PIB (-1.207 en el cuadro). Los estimados en el periodo T de la muestra indican que las

relaciones contemporáneas entre el $SInv$ y los componentes de la $DemAg$ son estadísticamente iguales a cero. Por lo tanto, la suavización del crecimiento de PIB no es el único incentivo para el crecimiento del $SInv$ en este periodo, pudiendo haber *incentivos adicionales* para ello. El único parámetro estadísticamente diferente de cero es coherente con la presencia de estos incentivos adicionales, que según el contexto macroeconómico de ese periodo significa que los choques negativos en el crecimiento del $DemPr$ se reflejaron en disminuciones en el crecimiento de la producción medida en el PIB.

Sobre la base de estas relaciones contemporáneas, se obtienen las funciones de respuesta de cualquier variable i ante un cambio porcentual de 1% en cualquiera de las variables j (*funciones de respuesta al impulso*), denotadas como $FRI[j \rightarrow i]$. Las funciones de respuesta al impulso (FRI) fueron calculadas como la diferencia entre dos proyecciones que no parten de un estado estacionario: la proyección con el choque estructural del periodo T , el último periodo de la muestra, y la proyección sin este choque (ver Koop *et al.*, 1996).

En general, las FRI no presentan asimetrías en el signo o magnitud de los choques, aunque la escala de los efectos contemporáneos (respuestas en el periodo T) domina la escala del resto de la secuencia (respuestas en los periodos $T+h$, $h \neq 0$). Por este motivo las FRI se presentan en matrices de 2×2 subgráficas: las FRI de la primera fila incluyen los efectos contemporáneos, mientras que las de la segunda fila, los excluyen.²⁶

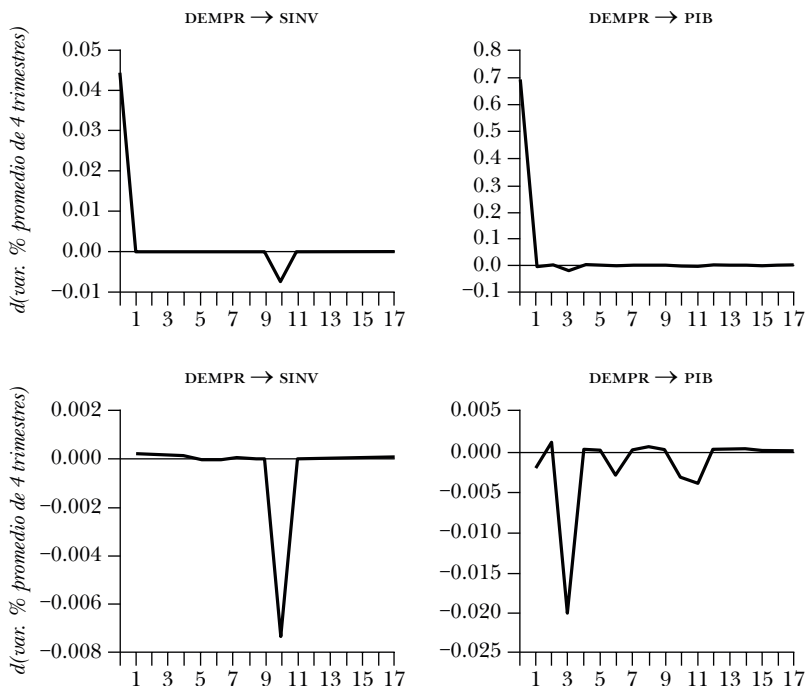
5.3 Respuestas a impulsos en $DemPr$

La gráfica 5 presenta las FRI del crecimiento en el $SInv$ y el PIB estimadas para un choque de un 1% en el crecimiento del

²⁶ Las gráficas de la primera fila incluyen el valor del coeficiente correspondiente al efecto contemporáneo estimado en la matriz A (cuadro 4), que típicamente es mayor (en valor absoluto) al del efecto contemporáneo en la correspondiente FRI por la manera en la que esta fue calculada.

Gráfica 5

FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO DEL CRECIMIENTO EN EL SINV Y EL PIB ESTIMADAS PARA UN CHOQUE DE UN 1% EN EL CRECIMIENTO DEL DEMPR



DemPr. Este choque estructural positivo en el *DemPr* genera que el crecimiento del PIB aumente al momento del impacto, caiga un poco después para luego caer sucesivamente de manera marginal y tendiendo a cero; por su parte, el crecimiento del *SInv* aumenta en el efecto, continúa aumentando muy ligeramente para luego caer 10 trimestres más adelante.

Considerando las magnitudes relativas, un choque estructural positivo en el crecimiento del *DemPr* es absorbido inicialmente por un fuerte aumento en el crecimiento del PIB y un

aumento ligero en el crecimiento del *SInv* (al que le sigue una caída tardía pero menor, diez trimestres adelante); un comportamiento poco acorde con la intuición simple de la gestión de inventarios pero coherente con *incentivos adicionales* para elevar el crecimiento del *SInv*, como los rezagos en el ajuste del proceso productivo agregado y las variaciones inducidas en precios que maximizan beneficios privados (precios corrientes elevados respecto al costo marginal de producción de los bienes almacenados, no necesariamente bienes finales).

El modelo estimado captura aquí los episodios en los que la inversión en inventarios amplifica la respuesta del PIB ante choques negativos en la demanda de elevada magnitud (en las fases recesivas de la economía peruana desde inicios de los noventa, en particular la más reciente), el fenómeno de *desmoderación* mencionado en la sección 1.

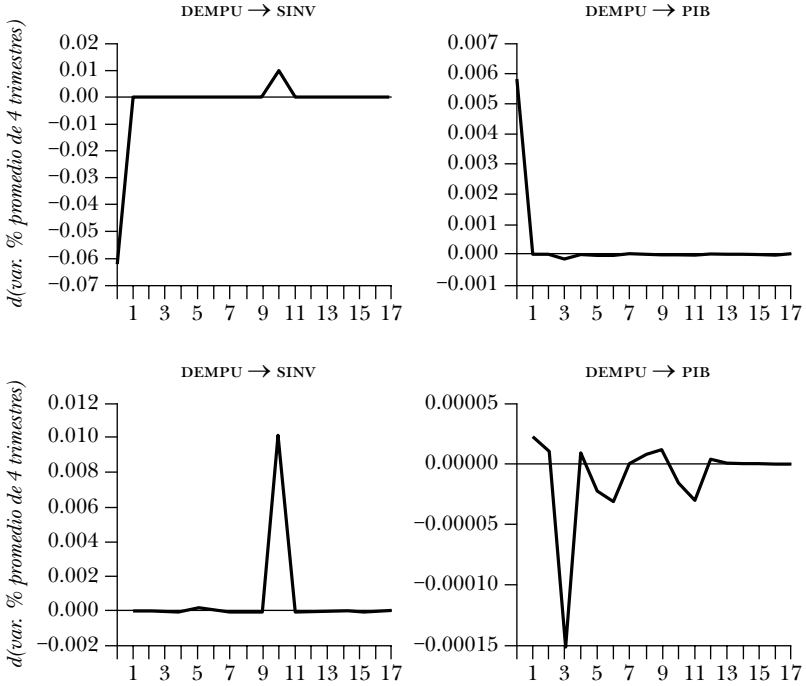
Las limitaciones en las estadísticas de inventarios en Perú²⁷ obligan a posponer un contraste estricto de una hipótesis recientemente propuesta según la cual las crisis internacionales explican gran parte de las recientes fluctuaciones en el ciclo de los inventarios (en particular de exportables primarios) y por ende en la actividad de una economía cada vez más globalizada como la peruana (ver Alessandria *et al.*, 2010).²⁸ El

²⁷ Barrera (2009) utiliza las *variaciones porcentuales promedio de 12 meses* para fechar, con periodicidad mensual, las fases de los ciclos en los negocios de la economía peruana. Usar estas unidades evita los problemas de medición en los niveles reales mensuales, elevando la robustez de las *fechas mensuales* de los picos y las fosas. Dadas estas fechas, si los coeficientes (inversión en inventarios)/PIB de las fases recesivas de Perú se calculan usando los flujos reales *trimestrales* en millones de soles de 1994, únicamente el coeficiente correspondiente a la recesión entre diciembre de 1997 y agosto de 1999 (1997m12-1999m8) resultará válido.

²⁸ Desagregar la inversión en inventarios en sus componentes típicos (insumos, bienes en proceso y bienes finales) no es factible con los datos de Perú, ni mucho menos en sus componentes de comercio exterior (exportables, importables y no comerciados).

Gráfica 6

FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO DEL CRECIMIENTO EN EL SINV Y EL PIB ESTIMADAS PARA UN CHOQUE DE UN 1% EN EL CRECIMIENTO DEL DEMPU



presente trabajo proporciona evidencia indirecta a favor de esta hipótesis.

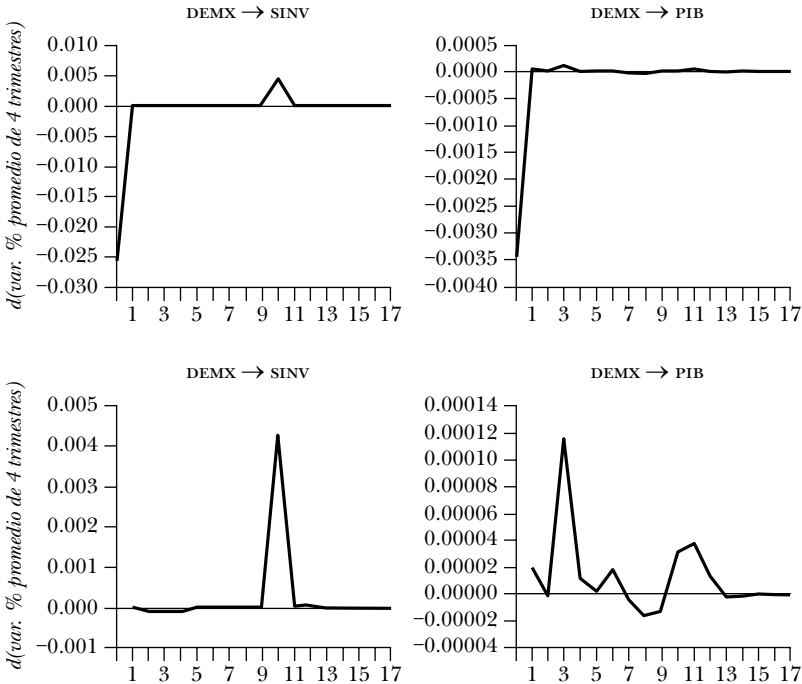
5.4 Respuestas a impulsos en el *DemPu*

La gráfica 6 presenta las FRI del crecimiento en el *SInv* y PIB estimadas para un choque de 1% en el crecimiento del *DemPu*. Ante

Esta última desagregación es la usada en Alessandria *et al.* (2010) para Estados Unidos.

Gráfica 7

FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO DEL CRECIMIENTO EN EL SINV Y EL PIB ESTIMADAS PARA UN CHOQUE DE UN 1% EN EL CRECIMIENTO DEL DEMX



un choque estructural positivo en el crecimiento del *DemPu*, el crecimiento del *SInv* cae en el impacto y luego se mantiene sin reacción hasta que aumenta diez trimestres más adelante. Por el contrario, el crecimiento del PIB aumenta en el efecto y posteriormente crece muy ligeramente para caer con poca intensidad y luego mantener una serie de caídas y rebotes pequeños con la línea del cero como techo.

Dadas las magnitudes relativas, un aumento en el crecimiento del *DemPu* es absorbido por una fuerte caída en el

crecimiento del *SInv* así como por un pequeño aumento en el crecimiento del PIB. El proceso de licitaciones asociadas al gasto del gobierno es muy diferente al proceso del gasto privado en agregado; ello puede explicar este comportamiento más acorde con la intuición de la gestión de los inventarios, pero inverso al que resulta de un choque en el *DemPr* (del mismo signo).

5.5 Respuestas a impulsos en las *DemX*

La gráfica 7 presenta las FRI del crecimiento en el *SInv* y el PIB estimadas para un choque de 1% en el crecimiento de las *DemX*. Ante un choque estructural positivo en el crecimiento de las *DemX*, el crecimiento del *SInv* cae en el impacto y luego se mantiene sin reacción hasta que aumenta marginalmente 10 trimestres más adelante. Por su parte, el crecimiento del PIB disminuye casi imperceptiblemente y después mantiene una serie de aumentos y disminuciones marginales.

Dadas las magnitudes relativas, un aumento en el crecimiento de las *DemX* es absorbido por una caída en el crecimiento del *SInv* así como por una caída imperceptible en el crecimiento del PIB. En lo que se refiere al crecimiento del *SInv*, la respuesta es cualitativamente similar a la respuesta ante un choque estructural positivo en el *DemPu*, por lo que no se descarta que la manera de contratar las ventas al exterior de bienes y servicios tenga efectos similares a los que surgen de la manera de contratar las ventas al gobierno nacional, sobre la gestión de inventarios agregada. En ambos casos, la magnitud de las respuestas en el crecimiento del PIB refleja que el crecimiento en el PIB no es el canal principal de ajuste. Sin embargo, la disminución en el crecimiento en el PIB ante el choque en las *DemX* puede entenderse como el efecto de la dinámica de la producción minera (que reduce producción frente a elevados precios externos).

5.6 Observaciones

En el cálculo de las FRI se utiliza una proyección sin choque que no parte de un estado estacionario. La comparación de esta proyección frente a la ejecución reciente de los componentes de la demanda agregada para el periodo 2010t2-2010t4 (fuera de la muestra) no fue alentadora, reflejando que la propagación los choques durante los dos últimos años sustenta un escenario de desaceleración en el mediano plazo.

Los patrones de las FRI no son de transición suave como en los modelos VAR lineales sobreparametrizados. Por ejemplo, los del *SInv* se reflejan tanto en el efecto como 10 trimestres luego del choque en algún componente de la *DemAg* (aunque con diferentes signos), lo que se explica por las diferentes formas de contratar o demandar bienes y servicios.²⁹ Esta falta de transición suave suele obtenerse cuando se imponen restricciones de exclusión (parsimonia) en los parámetros de un modelo de VAR lineal (ver Lütkepohl, 2005). De manera análoga, puede resultar de la (log) verosimilitud penalizada (ver anexo B) usada al estimar parsimoniosamente el modelo VARNN-ARCH.

Finalmente, la ausencia de asimetrías en las respuestas ante choques de diferente signo o magnitud puede ser un resultado preliminar pero robusto. La optimización de la (log) verosimilitud penalizada de un modelo de redes neuronales (ver anexo B) equivale a un proceso de aprendizaje, y este puede resultar extenso. Por las restricciones de tiempo de computadora, la optimización debió truncarse luego de un número elevado de

²⁹ Otra explicación es que los mecanismos asociados a la gestión de los inventarios agregados no se reflejan tanto en la media condicional (que sirve para cuantificarlas) sino más bien en los segundos momentos condicionales. En términos estructurales, una gestión de los inventarios más completa incluye factores de riesgo asociados a pérdidas y ganancias. En términos econométricos, es posible que la maximización de la log-verosimilitud penalizada refleje la dominancia de las variaciones en la matriz de covarianzas condicional por sobre los errores cuadráticos del vector de medias condicionales.

iteraciones, sin que la red haya logrado detectar asimetrías. Sin embargo, la distribución t de Student multivariada permite descartar asimetrías espurias en las medias condicionales, por lo que podría afirmarse que la red neuronal aún no ha detectado aquellas asimetrías en los datos porque no son evidentes.

6. CONCLUSIONES Y PERSPECTIVAS

Este artículo aproxima de forma econométrica los efectos no lineales (asimetrías) potencialmente importantes que el manejo de inventarios ejerce sobre la dinámica de la producción considerando que su volatilidad varía en el tiempo. Para ello se descompone la demanda agregada en tres componentes (interna pública, interna privada y externa).

Los resultados más relevantes se presentan en términos de las covarianzas condicionales. Las covarianzas ($SInv, DemPu$) y ($SInv, DemX$) son negativas, reflejando las relaciones *inversas* esperadas cuando no hay incentivos para mantener inventarios más que para suavizar la producción. La covarianza ($SInv, DemPr$) es la única positiva, reflejando las relaciones *directas* esperadas cuando hay incentivos adicionales al suavizamiento del crecimiento del PIB. En términos de las relaciones contemporáneas, el único parámetro estadísticamente diferente de cero es coherente con la presencia de estos incentivos adicionales. Este parámetro indica que un choque positivo en el $DemPr$ será absorbido principalmente por *un aumento más que proporcional* en el choque del ritmo de producción, por lo que está presente un efecto amplificador (desmoderador) de los choques de demanda sobre la evolución de la producción que se explica por el ciclo de los inventarios. De hecho, parte de este mayor ritmo de producción servirá para un crecimiento mayor en la acumulación de inventarios, los que muy probablemente permiten maximizar ganancias cuando los precios corrientes son elevados respecto al costo marginal de producción de los bienes almacenados.

Un incentivo adicional para mantener inventarios surge de la necesidad de disponer de un activo no financiero que permita compensar el endeudamiento de corto plazo en que se incurrió para cubrir la producción con demanda creciente en la eventualidad de que esta mayor demanda se revierta. Justamente, dada la simetría hallada en las FRI, un choque negativo en el *DemPr* será compensado principalmente por un menor ritmo de producción, así como por disminuciones en el crecimiento del acervo de inventarios (aunque de un orden de magnitud menor). Este resultado puede ser coherente con una gestión de los inventarios que toma en cuenta los rezagos en el ajuste del proceso productivo agregado, así como las variaciones inducidas en precios que maximizan beneficios privados, en particular cuando los precios corrientes son elevados respecto al costo marginal de producción de los bienes almacenados (no necesariamente bienes finales). En este sentido, hay indicios de que el efecto amplificador (desmoderador) se podría explicar por el ciclo de los inventarios de materias primas o bienes el proceso (aunque no disponemos de los datos para corroborar esta hipótesis más específica).

El modelo estimado captura parcialmente los episodios alrededor de los puntos de quiebre del PIB en los que la inversión en inventarios amplifica la respuesta del producto ante choques en la demanda de elevada magnitud. Este trabajo proporciona entonces evidencia indirecta a favor de la hipótesis de que las crisis internacionales recientes explican gran parte de las recientes fluctuaciones en el ciclo de los inventarios (en particular de exportables primarios) y por ende en la actividad de una economía cada vez más globalizada como la peruana (ver Alessandria *et al.*, 2010). Esto explicaría tentativamente la desmoderación que se describió en la sección 1, en particular en la *incidencia promedio* del crecimiento de la inversión en inventarios en el crecimiento del PIB real durante cuatro recesiones

recientemente observadas en Perú (antes de la generada como consecuencia de la crisis en EUA en 2007-2008; ver el cuadro 1).

Es evidente la necesidad de incluir otras variables potencialmente relevantes (algunas de las cuales no están disponibles para la economía peruana, como la desagregación de la inversión en inventarios en materias primas, bienes en proceso y bienes finales). Ante la ausencia de estos datos desagregados, los resultados del presente modelo de inversión en inventarios con información agregada respecto a la *estabilización* de la producción pueden constituir una referencia para modelos más completos que logren incluir inventarios de bienes en proceso y de materias primas (separados de los bienes finales) en la modelación de la matriz de covarianzas condicionales. Ello significaría una evaluación más adecuada de la estabilización de la producción en términos de los segundos momentos condicionales, así como una mejora en la capacidad de representación de la estructura de relaciones en las medias condicionales y, por ende, en la capacidad predictiva del modelo.

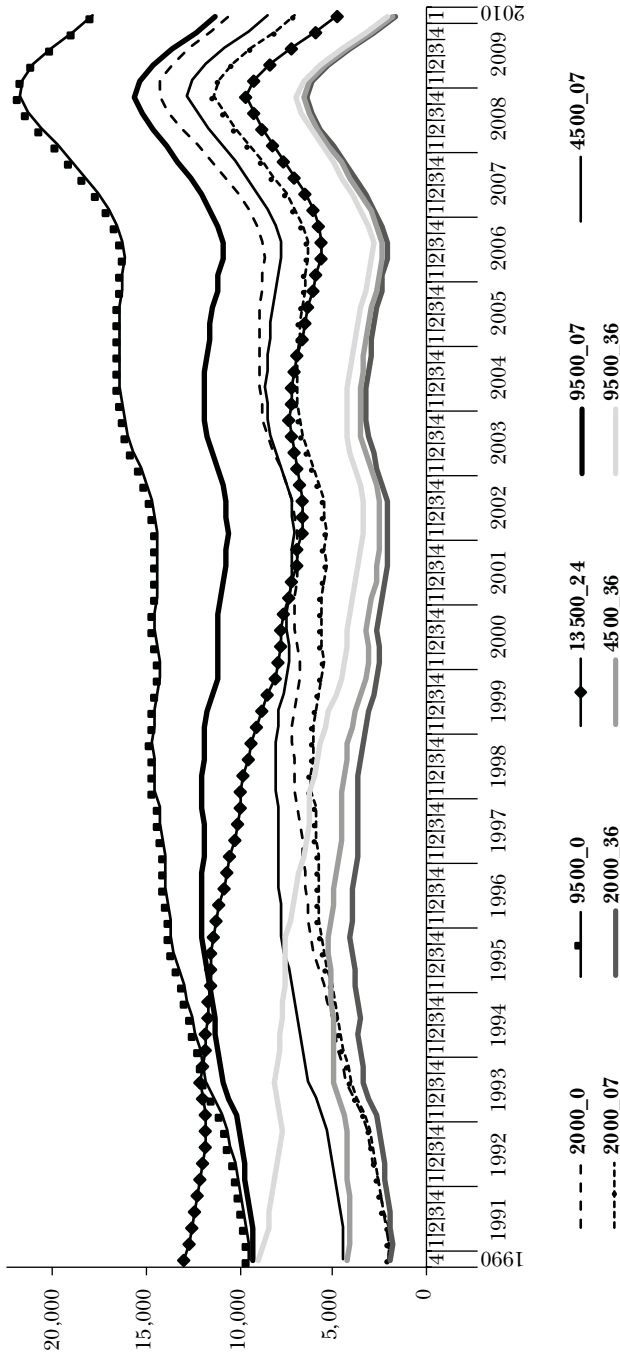
ANEXOS

Anexo A. Saldo agregado de inventarios según el método de inventarios perpetuos

En la experiencia peruana, los movimientos en la inversión en inventarios han contribuido (amplificado) las fases recesivas desde inicios de los años noventa. Con la crisis financiera en EUA (2007-2008), esta amplificación es más notoria, revelándose un fenómeno de *desmoderación* en contraste con el fenómeno de la *Gran Moderación* observado en los ciclos de los negocios de la economía estadounidense (ver discusión introductoria). En todo caso, la elevada volatilidad de las tasas de crecimiento de la inversión en inventarios en Perú (ver el cuadro 2) señala la necesidad de utilizar una serie calibrada del saldo agregado de inventarios en vez de la serie de variación de inventarios.

Gráfica A.1

SECUENCIAS ALTERNATIVAS PARA EL SALDO DE INVENTARIOS EN MILLONES DE SOLES DE 1994
1990t4-2010t1



Este anexo hace explícito los supuestos utilizados para calibrar una serie del saldo agregado de inventarios. Esta se obtiene a partir de los datos de la variación de inventarios mediante dos supuestos cuantitativos: 1) el saldo inicial de inventarios y 2) la tasa de depreciación. La gráfica A.1 presenta un conjunto de secuencias alternativas con saldos iniciales entre 2,000 y 13,500 millones de soles de 1994 para el primer trimestre de 1990, así como tasas de depreciación trimestral entre 0.0% y 3.6% (una tasa de 2.4% corresponde a la del capital físico que se deprecia en 10 años).

Todas estas secuencias del saldo de inventarios indican que, antes de que la crisis internacional del 2008 afectara a la mayoría de economías de la región (2008t3), en Perú se había estado registrando una fuerte acumulación de inventarios que alcanzó su máximo en el 2008t4, poco después de que se percibieran sus efectos iniciales sobre variables financieras como el tipo de cambio y las tasas de interés (agosto de 2008). En términos del saldo de inventarios, el efecto de la crisis es evidente desde inicios del 2009 bajo la forma de una desacumulación sin precedente en la muestra disponible (1990t4-2010t1).

Todas las desacumulaciones asociadas a las crisis financieras de 1995, 1998-1999 y 2001 aparecen como de reducida magnitud y por lo general afectan la evolución del saldo de inventarios de manera acumulativa, por ejemplo, cuando se supone una tasa de depreciación mayor a la del capital físico (por ejemplo, con una tasa trimestral de 3.6%) y 2,000 millones o 4,500 millones de saldo inicial. Si se desea reducir la preponderancia de la fuerte acumulación y posterior desacumulación de inventarios asociada a la crisis internacional del 2008 en la muestra, el saldo inicial podría elevarse ligeramente por sobre los 5,000 millones, lo que sería compatible cualitativamente con los niveles elevados de inventarios que se esperaría que hubiera a principios de los noventa.³⁰ En el presente trabajo se hace explícita la

³⁰ Fujino (1960) hace referencia a los elevados niveles del saldo de inventarios de bienes finales como porcentaje de la demanda en

condicionalidad de todos los resultados respecto a estos dos supuestos cuantitativos: 1) el saldo inicial de inventarios y 2) la tasa de depreciación.³¹

Anexo B. Estimación por máxima verosimilitud penalizada

La estimación de modelos de series de tiempo múltiples típicamente encuentra insalvable el problema de sobreparametrización. Las estrategias usuales para lidiar con este problema han sido los algoritmos de eliminación mediante una secuencia de pruebas de hipótesis (*stepwise*) y mediante una secuencia de criterios de información, logrando así modelos parsimoniosos.

A partir de aplicaciones estadísticas a problemas de regresión penalizada en química y biología (estructuras de moléculas y genotipos) han (re)surgido los estudios de regularización (*shrinkage*) de parámetros, que considera una función de penalización sobre estos, la cual se adiciona a la función que típicamente se optimiza en la estimación de los parámetros (GLS, GMM o MV).³²

algunas industrias japonesas en 1950 o 1951 por la especulación generada en el contexto de la guerra de Corea (junio de 1950 a julio de 1951). Japón apoyó militar, logística y hospitalariamente a las fuerzas aliadas lideradas por Estados Unidos.

³¹ Los resultados presentados utilizan una secuencia calibrada del saldo de inventarios que supone un saldo inicial de 2,000 millones de nuevos soles de 1994 y una tasa de depreciación nula (inventarios perpetuos).

³² El típico estimador MCO minimiza $SSE(\tilde{\beta}) \equiv (y - x\tilde{\beta})'(y - x\tilde{\beta})$. Para evitar un potencial problema de multicolinealidad, se ideó el estimador *ridge* $\tilde{\beta} \equiv [x'x + \lambda Q]^{-1} x'y$, que minimiza $SSE(\tilde{\beta}) \equiv SSE(\tilde{\beta}) + \lambda \tilde{\beta}' Q \tilde{\beta}$, donde Q debe ser una arbitraria matriz positivamente definida y $\lambda > 0$ para que el estimador MCO se *regularice* (ver Firinguetti y Rubio, 2000, para referencias y una generalización). Regresando a nuestro contexto, un estimador

En el caso de la estimación MV, la función de pérdida que se minimiza es el negativo de la log-verosimilitud, que denotamos como $L(\theta)$, donde θ es el vector de parámetros. En un sistema con múltiples variables, este vector θ puede descomponerse en dos bloques: los interceptos α y todos los demás parámetros β , para definir la función de pérdida penalizada como

$$\text{B.1} \quad g(\theta) \equiv L(\theta) + P_\lambda(\beta),$$

donde $P_\lambda(\beta)$ es una de las tres funciones de penalización disponibles en la literatura (ver McCann y Welsch, 2006, y Ulbricht y Tutz, 2007), que dependen de parámetros de sintonización λ_i (positivos):

1) *Lasso* o *L1* (ceros fuertes; Tibshirani, 1996),

$$P_\lambda(\beta) \equiv \lambda \sum_{i=1}^q |\beta_i|.$$

2) *Ridge* o *L2* (contra sobreparametrización),

$$P_\lambda(\beta) \equiv \lambda \sum_{i=1}^q \beta_i^2.$$

3) *Red elástica* (*L1* y *L2*), $P_\lambda(\beta) \equiv \lambda_1 \sum_{i=1}^q |\beta_i| + \lambda_2 \sum_{i=1}^q \beta_i^2$.

La razón más directa para optimizar esta nueva función de pérdida es claramente la de estimar los parámetros y al mismo tiempo seleccionar la especificación (Fan y Li, 1999). Esta selección de modelos es aparentemente más directa que la alternativa de realizar una secuencia de pruebas de hipótesis. Sin embargo, la motivación principal es reducir el error cuadrático medio (ECM) muestral. Un conocido resultado de la econometría es que el estimador de MV sobrestima la longitud del verdadero vector de parámetros cuando los regresores no son ortogonales entre sí, induciendo un sesgo importante en el estimador MV. La minimización de este sesgo dio lugar a la familia de estimadores *ridge* (ver Fomby *et al.*, 1984, pp. 300-302

parsimonioso pertenece a esta misma familia de estimadores porque con $Q=I$ se obtiene la versión penalizada de $SSE(\tilde{\beta})$.

y referencias), específicamente un estimador MV con restricciones o penalidades.

Sin embargo, de manera similar a la familia de estimadores *ridge* (ver nota 29), es necesario determinar los parámetros de sintonización $\lambda > 0$ mediante un conjunto de estimaciones para diferentes valores de λ .³³

B.1 Sintonización de los parámetros λ en modelos VARNN-ARCH

Definamos el estimador que utilizaremos como

$$\hat{\theta}(\lambda) \equiv \arg \min \{g(\theta)\}.$$

Los *parámetros de sintonización* λ básicamente son multiplicadores de Lagrange y suelen determinarse de modo tal que el error cuadrático medio (ECM) asintótico del estimador $\hat{\theta}(\lambda \neq 0)$ sea menor que la varianza asintótica del estimador de MV, $\hat{\theta}(\lambda = 0)$. Esta determinación es directa en un problema sencillo como una regresión lineal, pero en general requiere, para el caso de la *red elástica*, de un algoritmo de búsqueda en una malla en \mathbb{R}_{++}^2 con simulación en cada punto de la misma, un procedimiento demasiado costoso computacionalmente para un modelo VARNN-ARCH.

La alternativa es definir su optimización como un *aprendiz débil*, es decir, (λ_1, λ_2) con valores elevados para forzar cambios pequeños en cada iteración de la maximización verosímil

³³ La complejidad del problema de optimización que resulta, para cada valor fijo de λ , es considerablemente mayor, por lo que enfrentarlo varias veces para llenar una parrilla y seleccionar así los parámetros de sintonización (y los parámetros β asociados) resulta excepcionalmente costoso en términos computacionales. Para el caso sencillo de una regresión *lasso*, se ha propuesto un conjunto de algoritmos (ver Wu y Lange, 2008).

y obtener así estimados más estables (Ulbricht y Tutz, 2007).³⁴ La ventaja de esta penalización de la verosimilitud es que el entrenamiento y el podado de la red neuronal se realizan en paralelo, por lo que la red neuronal puede adaptarse para minimizar los errores asociados al podado (ver Reed, 1993). Esta alternativa fue la primera en ser utilizada para el modelo VAR-NN-ARCH, sin que se lograra converger luego de un número elevado de iteraciones.

Luego de forzar cambios demasiado pequeños con valores elevados para (λ_1, λ_2) , se utilizó valores *ad hoc* a partir de la propuesta de Fan y Li (1999), es decir,

B.3

$$\lambda_i = \sqrt{2 \log(nparam)},$$

donde *nparam* es el número total de parámetros θ en el modelo. Esta estrategia no logró converger para un número incluso mayor de iteraciones (tres millones). Los resultados presentados en esta versión del documento utilizan los parámetros no estructurales del VAR-NN-ARCH estimados usando esta estrategia.

B.2 Alternativa a un parámetro de sintonización único

Finalmente, se obtuvo resultados con la maximización truncada (al alcanzar el número máximo de iteraciones y sin converger) de la función de verosimilitud penalizada por una función *lasso* usando el valor de la ecuación anterior para el único parámetro de sintonización. Estos resultados han permitido estimar la estructura contemporánea propuesta y realizar pruebas *tentativas* sobre ella (no serían tentativas si se hubiera

³⁴ De hecho, en los problemas no lineales de clasificación que son típicas aplicaciones de las redes neuronales, la optimización de la función objetivo $L(\theta)$ se estabiliza cerca de un conjunto de valores que se considera deseable definiendo estas penalidades de *regularización* y fijando los parámetros (λ_1, λ_2) mediante otros criterios. Ver Jaakkola (2006).

logrado la convergencia exigida), lo que se ha reflejado en la poca precisión de las proyecciones generadas. Aunque la convergencia no se ha producido luego de un número prohibitivo de iteraciones, en esta subsección se presenta una estrategia alternativa de sintonización propuesta por Wang *et al.* (2007).

Wang *et al.* (2007) proponen desechar la penalidad *lasso* con un único parámetro de sintonización debido al potencialmente importante sesgo que genera y utilizar múltiples parámetros de sintonización, de hecho, uno para cada parámetro de la función de verosimilitud sin penalizar.

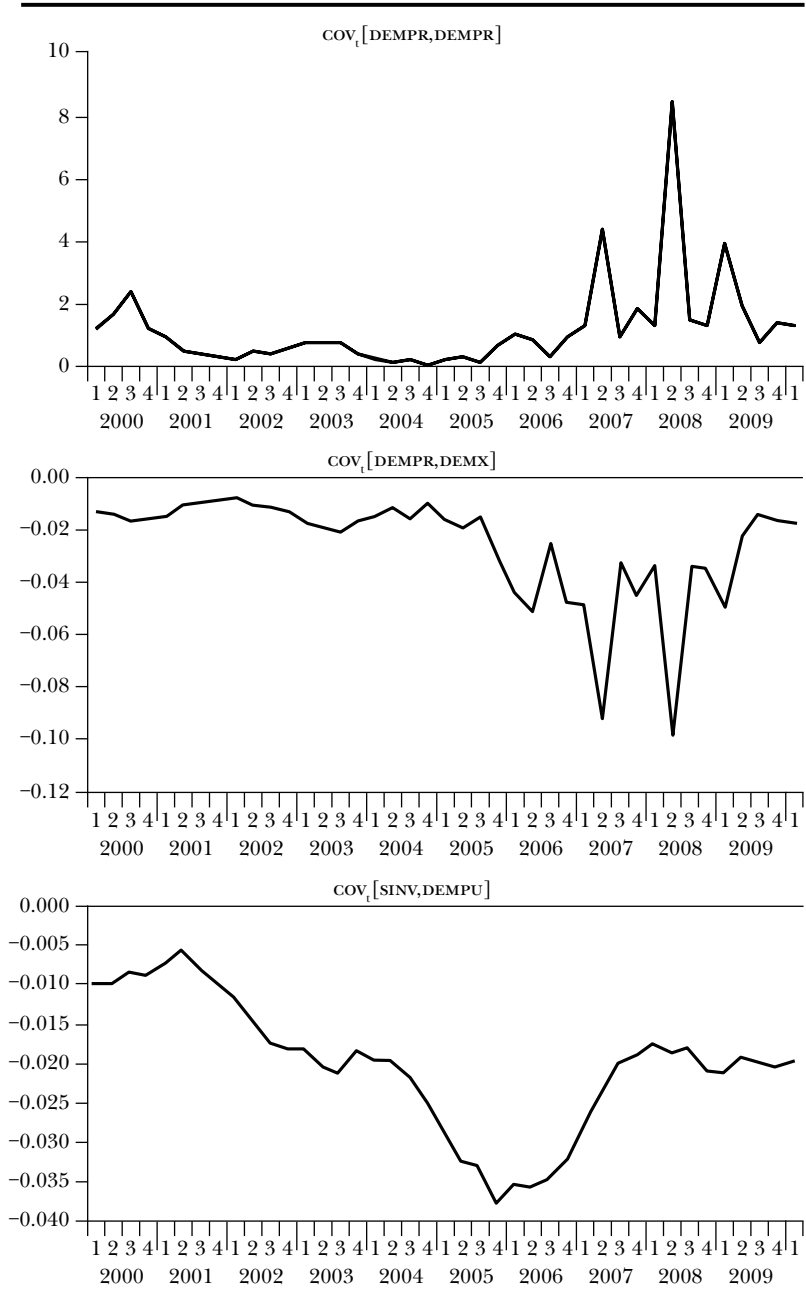
B.4

$$\lambda_i = \frac{\log(n\text{param})}{n\text{param}\lambda_i}.$$

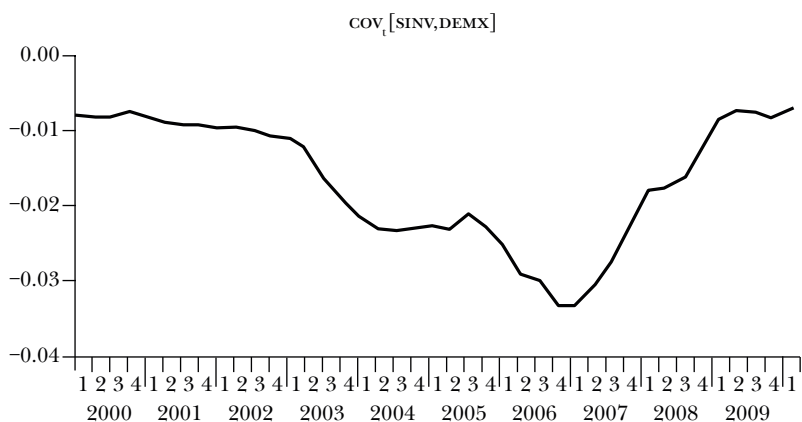
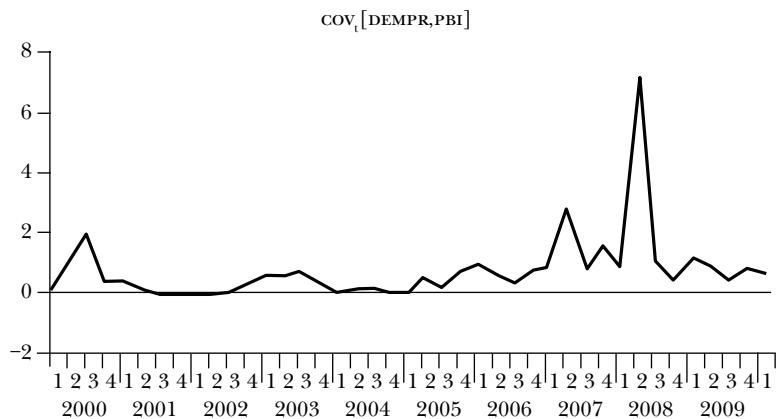
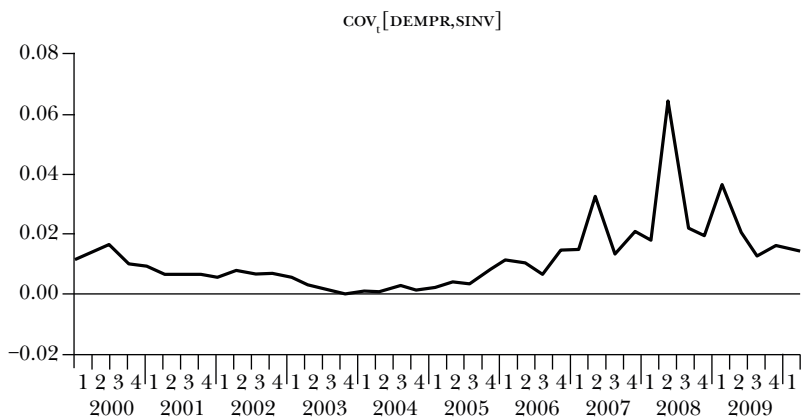
La mayor complejidad paramétrica en la función de penalización propuesta por Wang *et al.* (2007) es enfrentada mediante una provechosa estrategia para estimar todos los parámetros de sintonización en una primera etapa de optimización de la verosimilitud sin penalizar, para luego usar dichos estimados en una segunda etapa de optimización de la verosimilitud penalizada. Otra ventaja de esta estrategia es la de solucionar el problema de la falta de propiedades asintóticas requeridas para realizar pruebas estadísticas cuando sólo hay un parámetro de sintonización.

Anexo C. Evolución de las covarianzas condicionales, 200t1-2010t1 (estandarizadas)

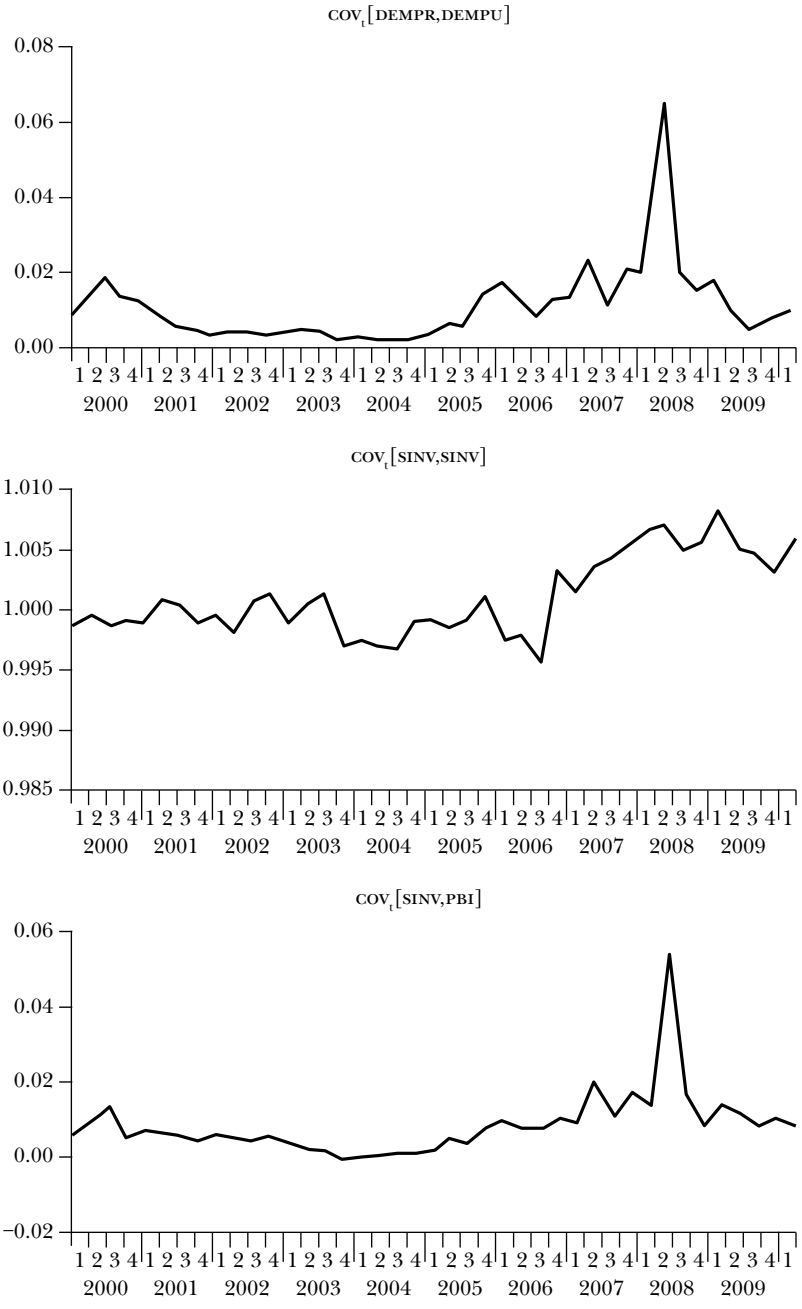
Gráfica C.1



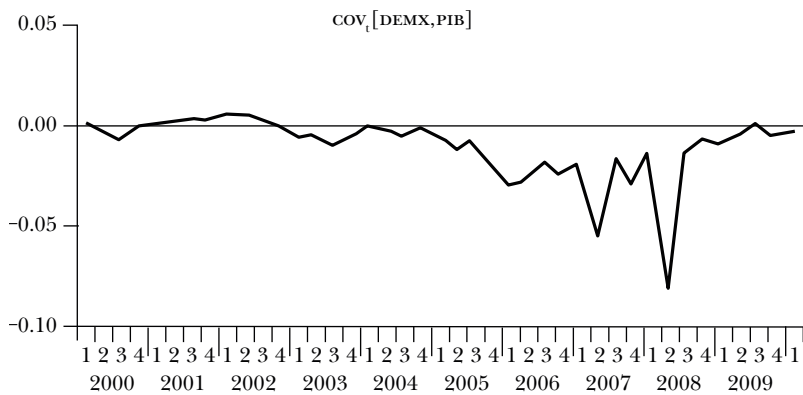
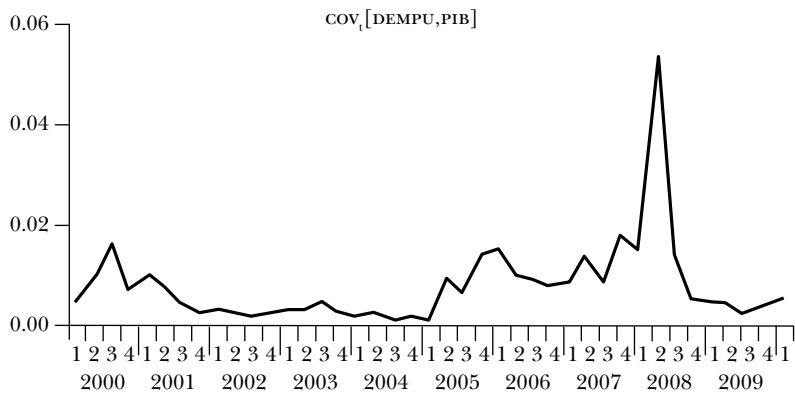
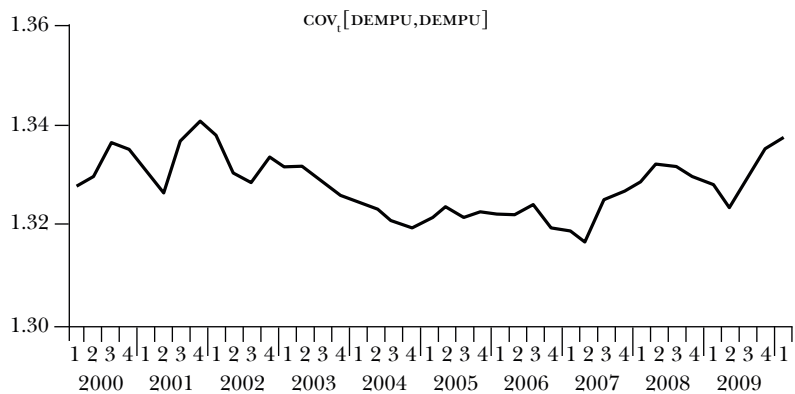
Gráfica C.1 (cont.)



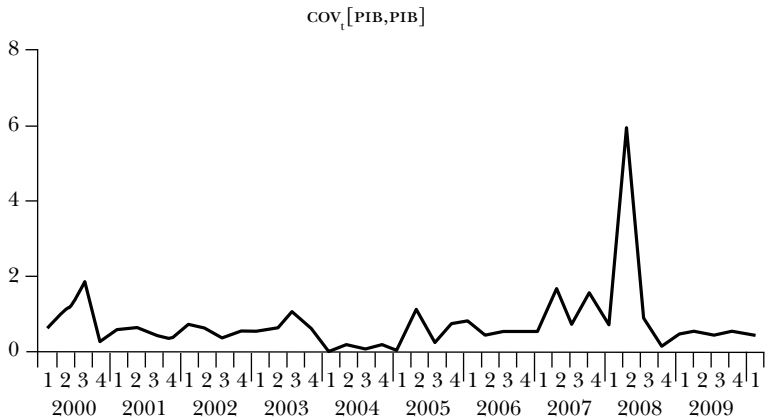
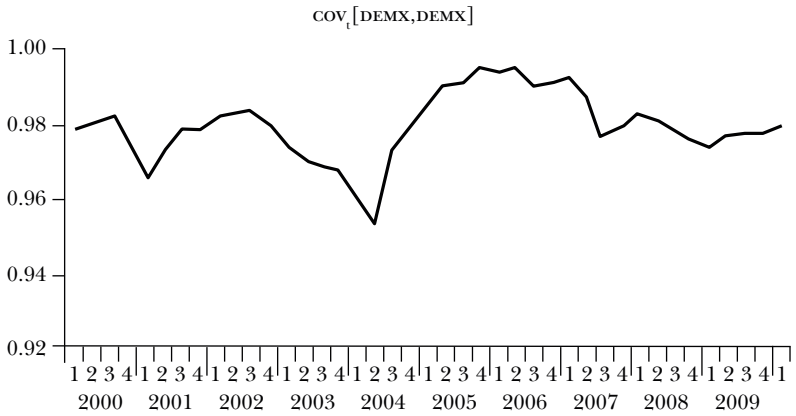
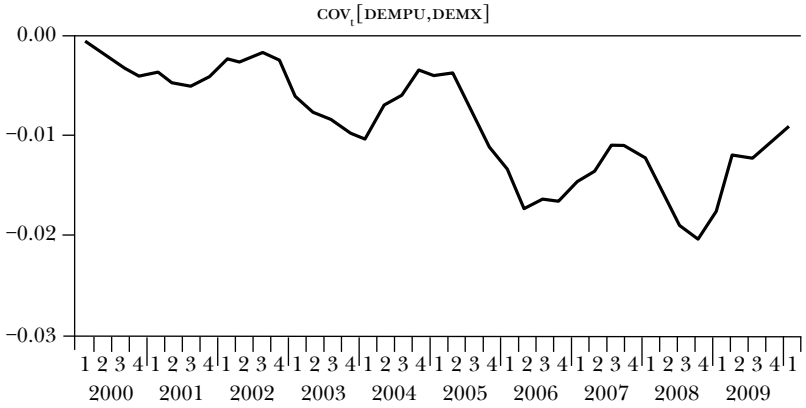
Gráfica C.1 (cont.)



Gráfica C.2



Gráfica C.2 (cont.)



Bibliografía

- Alessandria, George, Joseph Kaboski y Virgiliu Midrigan (2010), “The Great Trade Collapse of 2008-09: An Inventory Adjustment?”, *IMF Economic Review*, vol. 58, núm. 2, diciembre, pp. 254-294.
- Barrera, Carlos (2009), *Ciclos sectoriales de los negocios en el Perú e indicadores anticipados para el crecimiento del PIB no primario*, Documento de Trabajo, Banco Central de Reserva del Perú, núm. 2009-013.
- Barrera, Carlos (2010), *Redes neuronales para predecir el tipo de cambio diario*, Documento de Trabajo, Banco Central de Reserva del Perú, núm. 2010-01.
- Barrera, Carlos (2011), *Impacto amplificador del ajuste de inventarios ante choques de demanda según especificaciones flexibles*, Documento de Trabajo, Banco Central de Reserva del Perú, núm. 2011-009.
- Blanchard, Olivier J. (1983), “The Production and Inventory Behavior of the American Automobile Industry”, *Journal of Political Economy*, vol. 91, núm. 3, junio, pp. 365-400.
- Blinder, Alan S. (1982), “Inventories and Sticky Prices: More on the Microfoundations of Macroeconomics”, *American Economic Review*, vol. 72, núm. 3, junio, pp. 334-348, <<https://www.jstor.org/stable/1831536>>.
- Blinder, Alan S. (1986a), “Can the Production Smoothing Model of Inventory Behavior Be Saved?”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 101, núm. 3, agosto, pp. 431-453, <<https://doi.org/10.2307/1885691>>.
- Blinder, Alan S. (1986b), “More on the Speed of Adjustment in Inventory Models”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 18, núm. 3, agosto, pp. 355-365, <DOI: 10.2307/1992386>.
- Blinder, Alan S., y Louis J. Maccini (1991), “Taking Stock: A Critical Assessment of Recent Research on Inventories”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 5, núm. 1, pp. 73-96, <DOI: 10.1257/jep.5.1.73>.
- Callen, T. S., S. G. Hall y S. G. B. Henry (1990), “Manufacturing Stocks: Expectations, Risk and Co-integration”, *The Economic Journal*, vol. 100, núm. 402, septiembre, pp. 756-772, <DOI: 10.2307/2233657>.

- Cuthbertson, Keith, y David Gasparro (1993), "The Determinants of Manufacturing Inventories in the UK", *The Economic Journal*, vol. 103, núm. 421, noviembre, pp. 1479-1492, <DOI: 10.2307/2234478>.
- Davis, Steven J., y James A. Kahn (2008), "Interpreting the Great Moderation: Changes in the Volatility of Economic Activity at the Macro and Micro Levels", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 22, núm. 4, pp. 155-180, <DOI: 10.1257/jep.22.4.155>.
- Ding, Zhuangxin, y Robert F. Engle (2001), "Large-scale Conditional Covariance Matrix Modeling, Estimation, and Testing", *Academia Economic Papers*, vol. 29, núm. 2, pp. 157-184.
- Dorffner, Georg (1996), "Neural Networks for Time Series Processing", *Neural Network World*, vol. 4, núm. 6, pp. 447-468.
- Eaton, Jonathan, Samuel Kortum, Brent Neiman y John Romalis (2011), *Trade and the Global Recession*, NBER Working Paper, núm. 16666, enero, <<http://www.nber.org/papers/w16666>>.
- Ebrahim, Shafiq K. (2000), *Volatility Transmission between Foreign Exchange and Money Markets*, Working Paper, Bank of Canada, núm. 2000-16.
- Eggers, Andrew, y Yannis M. Ioannides (2006), "The Role of Output Composition in the Stabilization of US Output Growth", *Journal of Macroeconomics*, vol. 28, núm. 3, pp. 585-595, <<https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2004.09.007>>.
- Eichenbaum, Martin (1989), "Some Empirical Evidence on the Production Level and Production Cost Smoothing Models of Inventory Investment", *The American Economic Review*, vol. 79, núm. 4, septiembre, pp. 853-864, <<https://www.jstor.org/stable/1827937>>.
- Engle, Robert F., y Kenneth F. Kroner (1995), "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", *Econometric Theory*, vol. 11, núm. 1, febrero, pp. 122-150, <<https://doi.org/10.1017/S0266466600009063>>.
- Fan, Jianqing, y Runze Li (1999), *Variable Selection Via Penalized Likelihood*, documento de trabajo inédito, Department of Statistics, UCLA y UNC.
- Firinguetti, Luis, y Hernán Rubio (2000), *A Note on the Moments of Stochastic Shrinkage Parameters in Ridge Regression*, Documentos de Trabajo, Banco Central de Chile, núm. 65.
- Fomby, Thomas B., Carter Hill y Stanley R. Johnson (1984), *Advanced Econometric Methods*, Springer-Verlag, 624 páginas.

- Fujino, Shozaburo (1960), "Some Aspects of Inventory Cycles", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 42, núm. 2, mayo, pp. 203-209, <DOI: 10.2307/1926540>.
- Granger, Clive W. J., y Timo Teräsvirta (1993), *Modelling Nonlinear Economic Relations*, Oxford University Press, 200 pp.
- Hamilton, James (2008), "Macroeconomics and ARCH", ponencia presentada en la Festschrift Conference in Honor of Robert F. Engle, San Diego (21 de junio).
- Jaakkola, Tommi (2006), Machine learning 6.867, otoño, MIT OpenCourseWare.
- Kahn, James A. (1987), "Inventories and the Volatility of Production", *The American Economic Review*, vol. 77, núm. 4, septiembre, pp. 667-679, <<https://www.jstor.org/stable/1814538>>.
- Kahn, James A. (2008), *Durable Goods Inventories and the Great Moderation*, Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, núm. 325, mayo.
- Kahn, James A., Margaret M. McConnell y Gabriel Pérez-Quirós (2002), "On the Causes of the Increased Stability of the US Economy", *Economic Policy Review*, vol. 8, núm. 1, mayo, pp. 183-202.
- Kahn, James A., y Margaret M. McConnell (2002), "Has Inventory Volatility Returned? A Look at the Current Cycle", *Current Issues in Economics and Finance*, Federal Reserve Bank of New York, vol. 8, núm. 5, mayo, pp. 1-6.
- Kawakatsu, Hiroyuki (2006), "Matrix Exponential GARCH", *Journal of Econometrics*, vol. 134, núm. 1, septiembre, pp. 95-128, <<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.06.023>>.
- Koop, Gary, M. Hashem Pesaran y Simon M. Potter (1996), "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models", *Journal of Econometrics*, vol. 74, núm. 1, septiembre, pp. 119-147, <[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01753-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01753-4)>.
- Kuan, Chung-Ming, y Tung Liu (1995), "Forecasting Exchange Rates Using Feedforward and Recurrent Neural Networks", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 10, núm. 4, octubre, pp. 347-364, <<https://doi.org/10.1002/jae.3950100403>>.
- Lütkepohl, Helmut (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, Berlín, 764 páginas.
- McCann, Lauren, y Roy Welsch (2006), *Simultaneous Robust Estimation and Variable Selection*, documento de trabajo inédito, Department of Statistics, MIT.

- McCarthy, Johathan, y Egon Zakrajšek (2007), “Inventory Dynamics and Business Cycles: What Has Changed?”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 39, núm. 2-3, marzo-abril, pp. 591-613, <<https://doi.org/10.1111/j.0022-2879.2007.00037>>.
- McConnell, Margaret M., y Gabriel Pérez-Quirós (2000), “Output Fluctuations in the United States: What Has Changed since the Early 1980s?”, *The American Economic Review*, vol. 90, núm. 5, diciembre, pp. 1464-1476, <<https://www.jstor.org/stable/2677860>>.
- Metzler, Lloyd A. (1941), “The Nature and Stability of Inventory Cycles”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 23, núm. 3, agosto, pp. 113-129, <DOI: 10.2307/1927555>.
- Nelson, Daniel B. (1991), “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach”, *Econometrica*, vol. 59, núm. 2, marzo, pp. 347-370, <DOI: 10.2307/2938260>.
- Ramey, Valerie A. (1991), “Nonconvex Costs and the Behavior of Inventories”, *Journal of Political Economy*, vol. 99, núm. 2, abril, pp. 306-334.
- Reed, Russell D. (1993), “Pruning Algorithms: A Survey”, *IEEE Transactions on Neural Networks*, vol. 4, núm. 5, septiembre, pp. 740-747, <DOI: 10.1109/72.248452>.
- Shachmurove, Yochanan (2002), *Applying Artificial Neural Networks to Business, Economics and Finance*, CARESS Working Paper, Dept. of Economics, University of Pennsylvania, núm. 02-08.
- Sensier, Marianne (2003), “Inventories and Asymmetric Business Cycle Fluctuations in the UK: A Structural Approach”, *Applied Economics*, vol. 35, núm. 4, pp. 387-402, <<https://doi.org/10.1080/00036840210128735>>.
- Simon, John (2001), *The Decline in Australian Output Volatility*, Research Discussion Paper, Economic Research, núm. 2001-01, Reserve Bank of Australia.
- Tibshirani, Robert (1996), “Regression Shrinkage and Selection via the Lasso”, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, vol. 58, núm. 1, enero, pp. 267-288, <<https://www.jstor.org/stable/2346178>>.
- Ulbricht, Jan, y Gerhard Tutz (2007), *Boosting Correlation-based Penalization in Generalized Linear Models*, Technical Report, Department of Statistics, University of Munich, núm. 009.2007.

- Wang, Hansheng, Guodong Li y Guohua Jiang (2007), “Robust Regression Shrinkage and Consistent Variable Selection Through the LAD-Lasso”, *Journal of Business and Economics Statistics*, vol. 25, núm. 3, julio, pp. 347-355, <<https://doi.org/10.1198/073500106000000251>>.
- West, Kenneth D. (1990), “The Sources of Fluctuations in Aggregate Inventories and GNP”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 105, núm. 4, noviembre, pp. 939-971, <DOI: 10.2307/2937880>.
- Wu, Tong Tong, y Kenneth Lange (2008), “Coordinate Descent Algorithms for Lasso Penalized Regression”, *Annals of Applied Statistics*, vol. 2, núm.1, pp. 224-244.

MIEMBROS DEL CEMLA

Asociados

Banco Central de Bolivia	Banco de Guatemala
Banco Central de Chile	Banco de la República (Colombia)
Banco Central de Costa Rica	Banco de México
Banco Central de Cuba	Bank of Guyana
Banco Central de Honduras	Bank of Jamaica
Banco Central de la República Argentina	Banque de la République d'Haïti
Banco Central de la República Dominicana	Cayman Islands Monetary Authority
Banco Central de Nicaragua	Central Bank of Barbados
Banco Central de Reserva de El Salvador	Central Bank of Belize
Banco Central de Reserva del Perú	Central Bank of Trinidad and Tobago
Banco Central de Venezuela	Centrale Bank van Aruba
Banco Central del Ecuador	Centrale Bank van Curaçao en Sint Maarten
Banco Central del Paraguay	Centrale Bank van Suriname
Banco Central del Uruguay	Eastern Caribbean Central Bank
Banco Central do Brasil	The Central Bank of The Bahamas

Colaboradores

Bancos centrales

Banca d'Italia	Deutsche Bundesbank (Alemania)
Banco de España	European Central Bank
Banco de Portugal	Federal Reserve System (Estados Unidos de América)
Bangko Sentral ng Pilipinas	Magyar Nemzeti Bank (Hungría)
Bank of Canada	Sveriges Riksbank (Suecia)
Banque de France	Swiss National Bank

Otras instituciones

Banco Centroamericano de Integración Económica	Superintendencia de Bancos de Guatemala
Banco Latinoamericano de Comercio Exterior, S. A.	Superintendencia de Bancos de Panamá
CAF-Banco de Desarrollo de América Latina	Superintendencia de Bancos y Seguros (Ecuador)
Comisión Nacional de Bancos y Seguros (Honduras)	Superintendencia del Sistema Financiero (El Salvador)
Fondo Latinoamericano de Reservas	Turks and Caicos Islands Financial Services Commission
Superintendencia de Bancos (República Dominicana)	

CEMLA

Asamblea

Bancos Centrales asociados (*vox et votum*)
Miembros colaboradores (*vox*)

Junta de Gobierno 2017-2019

Presidente

Mario Bergara, BANCO CENTRAL DEL URUGUAY

Miembros asociados

John A. Rolle, The CENTRAL BANK OF THE BAHAMAS

Ilan Goldfajn, BANCO CENTRAL DO BRASIL

Mario Marcel, BANCO CENTRAL DE CHILE

Julio Roberto Suárez Guerra, BANCO DE GUATEMALA

Alejandro Díaz de León Carrillo, BANCO DE MÉXICO

Calixto José Ortega Sánchez, BANCO CENTRAL DE VENEZUELA

Miembros colaboradores

Pablo Hernández de Cos, BANCO DE ESPAÑA

Jerome Powell, THE FEDERAL RESERVE SYSTEM

Administración

Fernando Tenjo Galarza

Director general

Dalmir Louzada

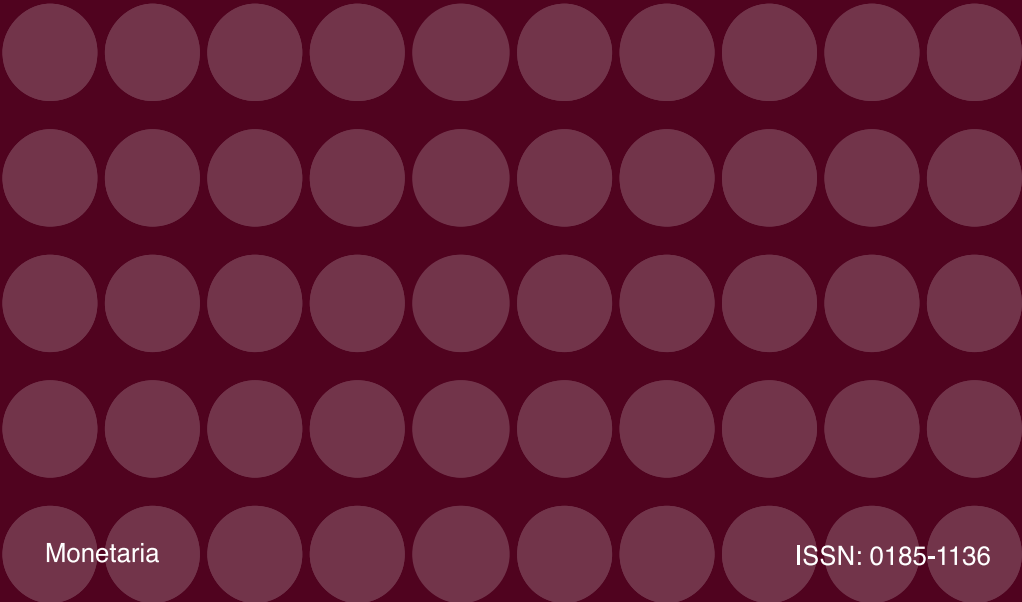
Subdirector general

Monetaria se publica semestralmente (en primavera y otoño) en español e inglés (dos volúmenes) por el Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, Durango núm. 54, colonia Roma Norte, delegación Cuauhtémoc, 06700 Ciudad de México. Impresa en Master Copy, S. A. de C. V., Calle Plásticos núm. 84, local 2, Ala sur, colonia Industrial Alce Blanco, 53370, Naucalpan de Juárez, Estado de México. ISSN 0185-1136 (300 copias).

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

Asociación Regional de Bancos Centrales

www.cemla.org



Monetaria

ISSN: 0185-1136