



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

**Non-performing portfolio in foreign
currency and the real exchange rate:
Evidence for Peru 2003-2018**

Erick Lahura y Freddy Espino*

* Banco Central de Reserva del Perú

DT. N°. 2019-009
Serie de Documentos de Trabajo
Working Paper series
Diciembre 2019

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

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

CARTERA MOROSA EN MONEDA EXTRANJERA Y TIPO DE CAMBIO REAL: EVIDENCIA PARA EL PERÚ, 2003-2018.

ERICK LAHURA Y FREDDY ESPINO*

Resumen

El objetivo de esta investigación es evaluar si cambios no esperados en el tipo de cambio real tienen efecto sobre la dinámica de la cartera morosa de los créditos en moneda extranjera. Para ello, se estima y analiza la relación dinámica entre la cartera morosa en moneda extranjera y el tipo de cambio real a través de la estimación de vectores autorregresivos y la identificación recursiva y estructural de choques cambiarios. Los resultados indican que ante una mayor depreciación real de la moneda local, la cartera morosa en moneda extranjera aumenta a nivel agregado y por tipo de cartera (empresas, consumo e hipotecario), alcanzando su efecto máximo entre 7 y 10 meses luego de ocurrido el choque cambiario. Además, se encuentra que la cartera morosa de las empresas es la que registra el mayor aumento.

Key Words : tipo de cambio real, cartera morosa, VAR
JEL Classification : F31, G21

1. Introducción

Cuando ocurren cambios no esperados en el nivel y/o en la tasa de crecimiento del tipo de cambio real, existe el riesgo que los prestatarios que generan ingresos en moneda doméstica incumplan el pago de sus créditos en moneda extranjera¹ y que, por ende, se produzca un aumento de la cartera morosa.² En una economía parcialmente dolarizada, la probabilidad de que esta situación se produzca sería mayor pues el descalce de monedas entre los pasivos y activos de las empresas y familias es más pronunciado.

El objetivo de esta investigación es determinar si cambios no esperados en el tipo de cambio real tienen efecto sobre la dinámica de la cartera morosa en moneda extranjera en el Perú. Dado que la economía peruana es parcialmente dolarizada, la

*Erick Lahura, Subgerencia de Investigación Económica, Gerencia Central de Estudios Económicos (BCRP). Freddy Espino, Jefe del Departamento de Liquidación y Control de Operaciones Internas, Gerencia de Operaciones Monetarias y Estabilidad Financiera (BCRP). Los autores agradecen a Marco Vega y Adrián Armas por sus valiosos comentarios, así como a los participantes del XXXI Encuentro de Economistas del BCRP (28-29 de octubre de 2013). Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición de las instituciones a las cuales están afiliados.

¹La probabilidad de incumplimiento aumenta ante el incremento repentino del valor de la cuota mensual (en términos de moneda nacional) de los prestatarios.

²El riesgo de que la morosidad de la cartera en moneda extranjera aumente ante un cambio abrupto en el tipo de cambio se denomina “riesgo cambiario crediticio” o RCC.

hipótesis que se plantea es que ante un aumento no esperado en el tipo de cambio real, la cartera morosa en moneda extranjera se deteriora, tanto a nivel agregado como por tipo de crédito. Para evaluar empíricamente la hipótesis planteada, primero se estima la relación dinámica entre los diferentes ratios de morosidad en moneda extranjera y el tipo de cambio real a través de modelos de vectores autorregresivos (VAR por sus siglas en inglés), los cuales incluyen otras variables macroeconómicas como el PBI real, los términos de intercambio y el coeficiente de dolarización. A partir de la estimación de los modelos VAR, se analiza la respuesta dinámica del ratio de morosidad en moneda extranjera ante choques exógenos en el tipo de cambio real, los cuales son identificados de dos formas: (i) recursivamente, a través de la descomposición de Cholesky, y (ii) estructuralmente, imponiendo restricciones de largo plazo según la metodología propuesta por Blanchard y Quah (1989). La información utilizada es de frecuencia mensual y abarca el período enero 2003 - diciembre 2008. Las variables utilizadas son el ratio de morosidad (cartera morosa sobre colocaciones brutas) en moneda extranjera total y por tipo de crédito (créditos a empresas, consumo e hipotecario), el tipo de cambio real, el PBI real y el coeficiente de dolarización.

Los resultados indican que ante un choque exógeno positivo en la depreciación real anual equivalente a una desviación estándar (aproximadamente 5 por ciento de depreciación), la variación del ratio de morosidad en moneda extranjera aumenta en todos los casos considerados; además, el efecto del choque es mayor para la cartera de créditos a empresas que para la de créditos a hogares. Específicamente, el efecto máximo de un choque exógeno positivo sobre la variación anual del ratio de morosidad del total de créditos es 0,21 puntos porcentuales (pp) y se alcanza luego de 10 meses desde que ocurre el choque. Por tipo de crédito, el efecto máximo es 0.28 pp, 0.14 pp, 0.20 pp y 0.10 pp, sobre el ratio de morosidad de los créditos a empresas, hogares, consumo e hipotecario, respectivamente. Estos resultados muestran que los cambios bruscos en la variación del tipo de cambio pueden tener efectos negativos importantes sobre la estabilidad financiera, a través de su impacto sobre la morosidad de los créditos. Por ello, es importante continuar con el diseño e implementación de políticas que permitan seguir atenuando la exposición al RCC.

Los determinantes de la cartera morosa que han sido considerados en la literatura incluye tanto variables micro como macroeconómicas. Por un lado, las variables microeconómicas están relacionadas a las características de los clientes (familias y empresas) y de las entidades financieras, como por ejemplo la gestión de los diferentes tipos de riesgo, la eficiencia de la gestión de los costos, el nivel de apalancamiento del banco, entre otros (Berger y DeYoung, 1997; Gosh, 2006; Podpiera y Weill, 2008; Messai, 2013; Gosh, 2015). A nivel macroeconómico, por otro lado, la dinámica de la cartera morosa se vincula típicamente a la dinámica de la actividad económica, el empleo, el tipo de cambio, el marco legal, entre otros factores propios del sistema financiero (Louzis y Otros, 2012; Beck y Otros, 2015; Klein, 2013; Gosh, 2015; Dimistrios y Otros, 2016; Radivojevic y Otros, 2019; Kuzucu y Kuzucu, 2019). Este trabajo de investigación forma parte de la literatura que enfatiza los determinantes

macroeconómicos de la cartera morosa.

En términos metodológicos, la literatura que estudia la cartera morosa utiliza datos a nivel de bancos, tanto para países individuales como para grupo de países. En ambos casos, el análisis empírico se realiza principalmente a través de la estimación de modelos dinámicos para datos de panel basada en el estimador de momentos generalizados o GMM (por ejemplo Aguilar y Otros, 2004; Podpiera y Weill, 2008; Louzis y Otros, 2012; Gosh, 2015; Dimistrios y Otros, 2016; Vithessonthi, 2016; Grigoli y Otros, 2018; Radivojevic y Otros, 2019, entre otros). En este trabajo, se utiliza información agregada de la cartera morosa (total y por tipo de crédito) y de otras variables macroeconómicas. La estimación del efecto de choques al tipo de cambio real se basa en la identificación de choques cambiarios exógenos a partir de la estimación de modelos de vectores autorregresivos.

Los modelos VAR estimados en la presente investigación incluyen la tasa de crecimiento del PBI real³, el tipo de cambio real y los términos de intercambio como variables relevantes para explicar la dinámica del ratio de morosidad, en línea con lo que sugiere la literatura relevante. Louzis y Otros (2012) utilizan un modelo dinámico de datos de panel para estudiar los determinantes de la cartera morosa en el sistema bancario de Grecia por tipo de préstamos y encuentran que el PBI, la tasa de desempleo, las tasas de interés y la deuda pública son los principales determinantes macroeconómicos de la morosidad. Beck y Otros (2015) utiliza un panel de datos de 75 países para el período 2000-2010 y encuentran que la tasa de crecimiento del PBI, el tipo de cambio, los precios de acciones y las tasas de interés de préstamos son las variables que tienen mayor impacto sobre la cartera atrasada. Klein (2013), encuentra que la tasa de crecimiento del PBI, el desempleo y la inflación son los principales factores que explican la dinámica de la cartera morosa de los países de la zona Central, Este y Sur Este de Europa, durante el período 1998-2011, mientras que los factores microeconómicos tienen poco impacto sobre la cartera morosa. Kuzucu y Kuzucu (2019) muestra que el crecimiento del PBI real es el principal determinante que afecta el ratio de cartera atrasada para emergentes y en desarrollo, antes y después de la crisis financiera global, mientras que el tipo de cambio es significativo para países emergentes luego de la crisis. Radivojevic y Otros (2019) concluyen que la tasa de crecimiento del PBI es el principal determinante de la cartera atrasada en economías emergentes de Latinoamérica. Adicionalmente, dado que la economía peruana es parcialmente dolarizada, también se incluye en los modelos VAR el coeficiente de dolarización.

La presente investigación contribuye a la literatura que analiza el comportamiento de la cartera morosa a nivel de países y, en particular, a la escasa literatura para el caso peruano. Entre los trabajos más recientes figuran Vithessonthi (2016) para Japón, Grigoli y Otros (2018) para Ecuador, Wan (2018) para China y Partovia y Matousek (2019) para Turquía. En el caso de Perú, Aguilar y Camargo (2002) y

³Esto debido a que el PBI real determina el nivel de ingreso de los prestatarios y, por ende, los pagos de las cuotas pactadas con los bancos.

Aguilar y Otros (2004) analizan la morosidad de las instituciones microfinancieras y de las entidades del sistema bancario, respectivamente, utilizando variables micro y macroeconómicas; sus resultados muestran que la tasa de crecimiento del PBI real y el tipo de cambio real son las variables macroeconómicas más importantes. El presente trabajo, además, contribuye a esta literatura analizando la morosidad a través de la identificación de choques estructurales en la variación del tipo de cambio real.

El resto del trabajo está estructurado en 4 secciones. En la sección 2, se describen los datos a usar en el análisis y los hechos estilizados. En la sección 3, se detalla la metodología empírica. En la sección 5, se presentan y se discuten los resultados de las estimaciones econométricas. Finalmente, en la sección 6, se presentan las conclusiones.

2. Datos y hechos estilizados

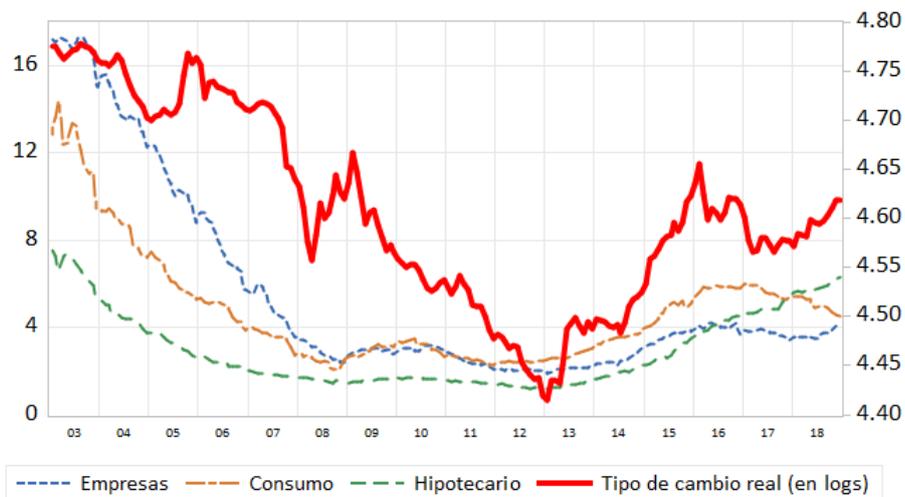
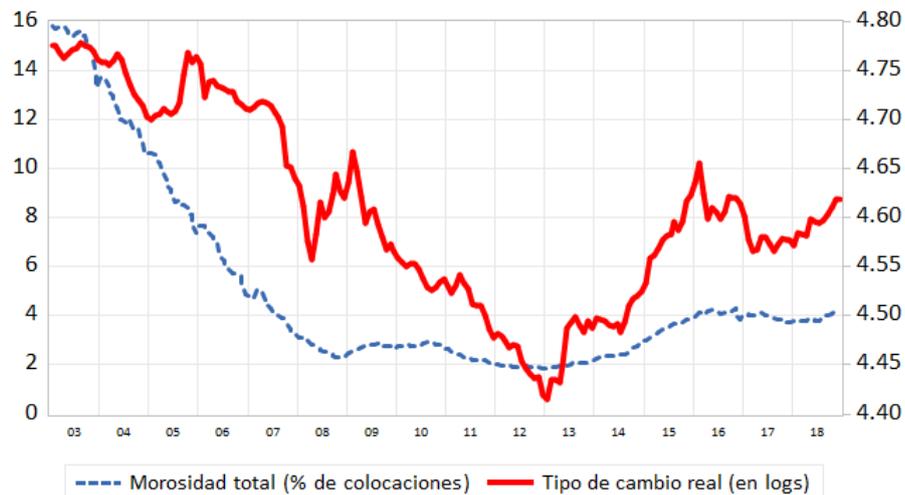
El análisis se basa en información mensual que abarca el período enero 2001 - diciembre 2018. La información relacionada a la cartera morosa proviene de los Balances de Comprobación de las Entidades del Sistema Financiero, los cuales son remitidos al Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), mientras que el PBI real y el tipo de cambio real bilateral (base 2009=100) se obtuvieron del portal web del Banco Central de Reserva del Perú.

La cartera morosa se define como la suma de la cartera pesada (cartera vencida + cartera en cobranza judicial) y la cartera refinanciada y/o reestructurada. El ratio de morosidad en moneda extranjera se define como el ratio entre la cartera morosa y las colocaciones brutas, ambas en moneda extranjera. Se analiza la morosidad de cinco tipos de créditos en moneda extranjera: empresas, consumo, hipotecario, hogares (consumo e hipotecario) y total (empresas y hogares). Debido a un cambio metodológico, desde enero de 2001 hasta agosto de 2010 los créditos a empresas incluyen los créditos comerciales y a la microempresa, mientras que desde setiembre de 2010 incluye los créditos corporativos, grandes empresas, medianas empresas, pequeñas empresas y microempresas.

El Gráfico 1 muestra la evolución del tipo de cambio real y de la cartera morosa, total y desagregada por tipo de crédito, para el período enero 2001 - diciembre 2018. Como se puede observar en el panel superior, la evolución de la cartera morosa total es relativamente similar a la del tipo de cambio real. Ambas series registraron una tendencia decreciente, hasta finales del año 2008 en el caso del total de créditos y 2013 en el caso del tipo de cambio real;⁴ a partir del año 2013 ambas series registraron una tendencia creciente que se moderó hacia el final de la muestra, siendo más pronunciada la pendiente del tipo de cambio real.

⁴La tendencia apreciatoria del Sol estuvo asociada al ingreso de dólares como consecuencia de las condiciones macroeconómicas favorables de la economía peruana y, posteriormente, por el incremento de la cantidad de dinero por parte de los bancos centrales de economías desarrolladas como Estados Unidos, la Unión Europea y Japón.

Gráfico 1. Evolución de la cartera morosa en moneda extranjera y el tipo de cambio real: 2003-2018.



NOTA: En ambos gráficos, el eje izquierdo mide la cartera morosa en moneda extranjera como porcentaje del total de colocaciones brutas, por tipo de crédito (total, empresas, consumo e hipotecario); el eje derecho mide el logaritmo natural del índice del tipo de cambio real bilateral (base 2009=100) multiplicado por 100.

Durante la primera parte de la muestra analizada, la morosidad del total de créditos se redujo considerablemente, pasando de 16 por ciento en el 2003 a 2 por ciento en el 2008. Luego de estabilizarse en un nivel cercano a 2 por ciento entre los años 2009 y 2012, a partir del año 2013 registró una tendencia creciente pero moderada, alcanzando niveles cercanos al 4 por ciento a finales del año 2018. Como se observa en

el segundo panel del Gráfico 1, la evolución del ratio de morosidad del total de créditos es similar al comportamiento del ratio de morosidad por tipo de crédito. Además, también se puede observar que la mayor o menor morosidad no es exclusiva de algún tipo de crédito en particular. En el caso del ratio de morosidad de los créditos a empresas, este pasó de ser el más alto a inicios del año 2003 a ser el más bajo a finales del año 2018, mientras que el ratio de morosidad de los créditos hipotecarios pasó de ser el más bajo a inicios del año 2013 al más alto a finales del año 2018 y con una tendencia creciente desde el año 2013 más pronunciada que en la de los otros tipos de préstamos.

El Cuadro 1 muestra el grado de asociación lineal que existe entre los diferentes ratios de morosidad en moneda extranjera, el PBI real y el tipo de cambio real, tanto en niveles como en términos de las variaciones anuales de las variables. Se observa que existe una relación lineal positiva entre el ratio de morosidad del total de créditos y el logaritmo del tipo de cambio real ($cor = 0.79$) y una relación lineal negativa entre el ratio de morosidad del total de créditos y el logaritmo del PBI real ($cor = -0.68$). Esto significa que cuando el ratio de morosidad aumenta cuando el tipo de cambio real aumenta y disminuye cuando el PBI real aumenta. Estas correlaciones reflejan principalmente las del ratio de morosidad de los créditos a empresas ($cor = 0.80$ y $cor = -0.73$, respectivamente). En el caso de los créditos de hogares y sus componentes (consumo e hipotecario), la relación lineal con el logaritmo del tipo de cambio real también es positiva, aunque relativamente menor respecto a la de los créditos a empresas; mientras que la correlación con el logaritmo del PBI real es negativa y débil para el caso de los créditos de consumo.

Cuadro 1. *Correlación entre de la cartera morosa, tipo de cambio y PBI real.*

Tipo de Crédito	Niveles		Var. últ. 12 meses	
	Tipo de cambio	PBI real	Tipo de cambio	PBI real
Total	0.79	-0.68	0.36	-0.39
Empresas	0.80	-0.73	0.37	-0.43
Hogares	0.50	0.05	0.35	-0.30
Consumo	0.66	-0.28	0.35	-0.30
Hipotecario	0.39	0.19	0.35	-0.31

Nota: En niveles, el tipo de cambio real y el PBI real están expresados en logaritmos, mientras que los ratios de morosidad están expresados como porcentajes. Las variaciones últimos 12 meses del tipo de cambio real y PBI real están expresadas como porcentajes.

Las correlaciones contemporáneas entre la variación anual de los ratios de morosidad y las tasas de crecimiento anual del PBI real y del tipo de cambio real son más homogéneas en comparación a las correlaciones entre los niveles de las series; además, los signos de dichas correlaciones son los esperados. Se observa que los diferentes ratios de morosidad en moneda extranjera tienen una relación lineal positiva con el crecimiento anual del tipo de cambio real (entre 0.35 y 0.37) y una relación lineal negativa con la tasa de crecimiento anual del PBI real (entre -0.30 y -0.43).

3. Modelo empírico

Para medir el efecto de choques exógenos en el tipo de cambio real sobre el ratio de morosidad en moneda extranjera se utiliza un modelo de vectores autorregresivos (VAR) que incluye el PBI real, la morosidad en moneda extranjera (como porcentaje de las colocaciones brutas en moneda extranjera) y el tipo de cambio real, además de otras posibles variables exógenas. En particular, tomando en cuenta la naturaleza de los datos, se utilizan la variación anual del ratio de morosidad en moneda extranjera m , y la variación porcentual últimos doce meses del PBI real y y del tipo de cambio real s .

3.1. Especificación y estimación del modelo

La especificación del modelo VAR de orden p o VAR(p) para y , s y m toma la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
 y_t &= a_{10} + a_{11}(1)y_{t-1} + a_{12}(1)s_{t-1} + a_{13}(1)m_{t-1} + \dots \\
 &\quad + a_{11}(p)y_{t-p} + a_{12}(p)s_{t-p} + a_{13}(p)m_{t-p} + z_t' b_1 + \varepsilon_{1,t} \\
 s_t &= a_{20} + a_{21}(1)y_{t-1} + a_{22}(1)s_{t-1} + a_{23}(1)m_{t-1} + \dots \\
 &\quad + a_{21}(p)y_{t-p} + a_{22}(p)s_{t-p} + a_{23}(p)m_{t-p} + z_t' b_2 + \varepsilon_{2,t} \\
 m_t &= a_{30} + a_{31}(1)y_{t-1} + a_{32}(1)s_{t-1} + a_{33}(1)m_{t-1} + \dots \\
 &\quad + a_{31}(p)y_{t-p} + a_{32}(p)s_{t-p} + a_{33}(p)m_{t-p} + z_t' b_3 + \varepsilon_{3,t}
 \end{aligned}$$

donde el vector z_t' contiene posibles variables exógenas; además, cada error es un proceso ruido blanco, es decir, $\varepsilon_t^j \sim (0, \sigma_{\varepsilon_j}^2)$ y $Cov(\varepsilon_t^j, \varepsilon_s^j) = 0$ para $j = 1, 2, 3$. Se asume que los errores entre ecuaciones pueden estar correlacionados, es decir $Cov(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{j,t}) \neq 0$, para $i, j = 1, 2, 3$. Matricialmente, el modelo puede expresarse como:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + B Z_t \varepsilon_t, \quad E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] \equiv \Omega$$

donde:

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] \equiv \Omega = \begin{bmatrix} Var(\varepsilon_t^1) & Cov(\varepsilon_t^1, \varepsilon_t^2) & Cov(\varepsilon_t^1, \varepsilon_t^3) \\ Cov(\varepsilon_t^2, \varepsilon_t^1) & Var(\varepsilon_t^2) & Cov(\varepsilon_t^2, \varepsilon_t^3) \\ Cov(\varepsilon_t^3, \varepsilon_t^1) & Cov(\varepsilon_t^3, \varepsilon_t^2) & Var(\varepsilon_t^3) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \sigma_{13} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \sigma_{23} \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_3^2 \end{bmatrix}$$

La estimación del modelo VAR se realiza ecuación por ecuación utilizando estimador Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), pues posee buenas propiedades bajo los supuestos mencionados (consistente y asintóticamente eficiente).⁵ La estimación del modelo VAR asume que el modelo está bien especificado (variables relevantes, el número de rezagos es correcto) y que los residuos se comportan bien (es decir, no tienen autocorrelación, son homocedásticos, y tienen distribución normal).

⁵El estimador MCO es igual de eficiente que el estimador SUR (Seemingly Unrelated Regressions) pues los regresores son los mismos en todas las ecuaciones.

3.2. Identificación

A partir de la estimación del modelo VAR es posible analizar la dinámica del sistema utilizando dos herramientas: la función impulso respuesta (FIR) y la descomposición de la varianza (DV). Por ejemplo, la FIR de m_t respecto de s_t permite cuantificar el cambio en la predicción de m_{t+j} ante “nueva información” o “sorpresas” respecto a la evolución de s_t . Formalmente, las sorpresas están asociadas a errores $u_{1,t}$, $u_{2,t}$ y $u_{3,t}$ que no están correlacionados entre sí (a diferencia de los errores del VAR original), por lo cual se les denomina errores ortogonales. Por su parte, la descomposición de la varianza de m_t permite calcular la contribución de la varianza de cada error ortogonal a la varianza total de m_t ; de esta forma, la DV permite determinar la importancia relativa de cada innovación para explicar la variación de cada variable del VAR.

Los errores ortogonales se obtienen a partir de los errores originales del VAR, los cuales están relacionados linealmente de la siguiente forma general:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ c_{21} & c_{22} & c_{23} \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ u_{3,t} \end{bmatrix}$$

o de forma más compacta:

$$\varepsilon_t = C u_t$$

Dado que los errores ortogonales satisfacen la condición $E[u_t u_t'] = I$, entonces la matriz de varianza y covarianzas de ε_t es igual CC' :

$$\begin{aligned} E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] &= E[C u_t u_t' C'] \\ \Omega &= CC' \end{aligned}$$

La estimación de Ω (de orden 3×3 en este modelo) se obtiene a partir de los residuos MCO del modelo VAR, con lo cual se obtienen los 6 coeficientes que caracterizan a esta matriz simétrica (tres varianzas y 3 covarianzas). Sin embargo, estos 6 coeficientes no son suficientes para identificar de manera única los 9 parámetros de la matriz C , lo cual impide obtener errores ortogonales únicos a partir de los errores del modelo VAR, $u_t = C^{-1} \varepsilon_t$. A esta dificultad se le conoce como el problema de identificación. En la literatura existen varias formas de resolver el problema de identificación, las cuales incluyen supuestos arbitrarios o *ad-hoc* y supuestos basados en modelos estructurales. En este trabajo se utilizarán el método recursivo de Cholesky y un método estructural basado en restricciones de largo plazo, basada en Blanchard y Quah (1989).

El método de Cholesky para la identificación de los errores, también denominado método de identificación recursiva, se basa en la descomposición Cholesky de la matriz Ω :⁶

$$\Omega = C D^{1/2} D^{1/2} C'$$

⁶Los detalles se pueden revisar en Hamilton (1994), capítulos 4 y 11.

donde C es una matriz triangular inferior única cuyos elementos de la diagonal principal son 1's, y D es una matriz diagonal con elementos positivos en la diagonal principal. A partir de esta relación entre Ω y C , es posible estimar los elementos de C y, en consecuencia, obtener los errores ortogonales u . Como se explica en Hamilton (1994), este método requiere que las variables del VAR estén “ordenadas” en función de su respuesta contemporánea ante choques en los errores de cada variable, lo cual se denomina “ordenamiento de Cholesky”. Específicamente, la primera variable en el ordenamiento de Cholesky es aquella que no reacciona ante sorpresas en las demás variables, sólo ante sus propias sorpresas; es decir, la primera variable es empíricamente la más exógena. La segunda variable es aquella que reacciona contemporáneamente ante sorpresas de la primera, de ella misma, pero de ninguna otra variable; es decir, es menos exógena que la primera pero más exógena que la tercera; y así sucesivamente.

En este trabajo el ordenamiento de Cholesky que se plantea es y, s, m . Dado que la información utilizada es de frecuencia mensual, este ordenamiento implica que: y (tasa de crecimiento anual del PBI real) solo responde contemporáneamente ante un choque propio, s (tasa de crecimiento anual del PBI real) responde contemporáneamente solo ante sorpresas en y , y m (variación anual del ratio de morosidad) reacciona contemporáneamente ante cualquier sorpresa en y, s o m .

Si el ordenamiento de Cholesky planteado carece de una teoría o mecanismo económico que la respalde, cualquiera de los otros posibles ordenamientos (en nuestro caso, existen $3! = 6$ posibles ordenamientos) podría ser utilizado. Evidentemente, los resultados pueden ser muy sensibles al ordenamiento seleccionado, especialmente cuando la frecuencia de los datos es baja (trimestral, anual, etc.). Sin embargo, en la medida que la correlación contemporánea entre los errores de cada ecuación sea pequeña, los resultados serán menos sensibles al ordenamiento.

El segundo método, basado en Blanchard y Quah (1989), resuelve el problema de identificación a través de supuestos sobre la reacción acumulada de las variables ante choques ortogonales, las cuales se denominan restricciones de largo plazo. Si los choques ortogonales se obtienen a partir de restricciones de largo plazo sugeridas por algún modelo o teoría económica, se le denominan choques “estructurales”. Bajo el supuesto que y, s y m son series temporales estacionarias, la representación de medias móviles (VMA) en términos de choques ortogonales se puede escribir de la siguiente forma:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ s_t \\ m_t \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) & \phi_{13}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) & \phi_{23}(i) \\ \phi_{31}(i) & \phi_{32}(i) & \phi_{33}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{y,t-i} \\ u_{s,t-i} \\ u_{m,t-i} \end{bmatrix} \quad (1)$$

En este caso, la identificación se puede lograr imponiendo al menos tres restricciones sobre los elementos de la matriz anterior. Los dos primeros supuestos establecen que ningún choque estructural en el tipo de cambio real o en el ratio de morosidad

tiene efectos de largo plazo sobre el PBI real:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \phi_{12}(i) = 0$$

$$\sum_{i=0}^{\infty} \phi_{13}(i) = 0$$

Además se asume que un choque estructural en el ratio de morosidad no tiene efectos de largo plazo sobre el tipo de cambio real:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \phi_{23}(i) = 0$$

4. Resultados

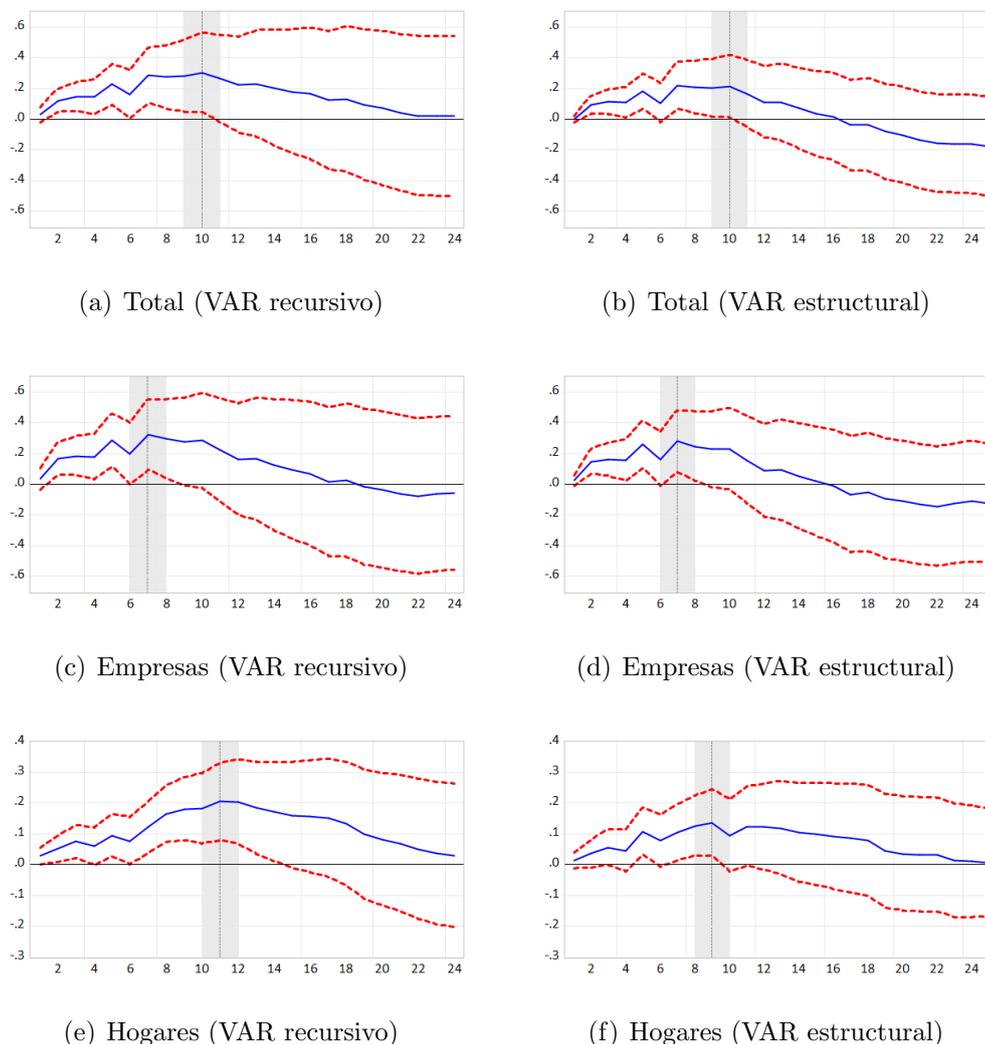
La estimación del efecto de un choque exógeno en el tipo de cambio real sobre el ratio de morosidad en moneda extranjera se realizó para cada tipo de cartera: (i) créditos totales del sistema financiero, (ii) créditos a empresas (corporativos, grandes, medianas, pequeñas y microempresas), (iii) créditos de consumo a los hogares, (iv) créditos de hipotecarios a los hogares, y (v) créditos a los hogares (consumo + hipotecario).⁷ Además, se incluyó como variable de control la variación anual del coeficiente de dolarización de los créditos.⁸

La Figura 2 muestra las funciones impulso respuesta (FIR) de la variación del ratio de morosidad en moneda extranjera ante una innovación ortogonal en el tipo de cambio real. Específicamente, se analiza el efecto que tiene una innovación en la tasa de crecimiento anual del tipo de cambio real equivalente a una desviación estándar (aproximadamente 5 por ciento). Se observa que ante una innovación en la depreciación real anual de la moneda local, la variación anual del ratio de morosidad en moneda extranjera aumenta en todos los casos considerados; además, el efecto del choque es mayor en las empresas que en los hogares. A nivel agregado, el efecto máximo del choque sobre la variación anual del ratio de la cartera morosa total es 0,3 puntos porcentuales y se alcanza luego de 10 meses desde que ocurre el choque. En el caso de las empresas, el efecto máximo del choque es de 0,33 puntos porcentuales y se alcanza luego de 7 meses desde que ocurre. En el caso de la morosidad de los créditos a hogares, el efecto máximo del choque es de 0,21 puntos porcentuales y se alcanza luego de 11 meses.

⁷Todos los modelos estimados tienen 12 rezagos y sus errores son homocedásticos, no autocorrelacionados y se distribuyen normalmente.

⁸A nivel macroeconómico, una forma de mitigar la exposición al RCC es reduciendo el nivel de dolarización de la economía. Esta estrategia ha sido impulsada permanentemente por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), especialmente con la adopción del esquema de metas de inflación y, desde el 2013, a través del programa de Desdolarización de Créditos, basado principalmente en el uso de encajes en moneda extranjera. Todo esto ha permitido que el coeficiente de dolarización disminuya de 82 por ciento en el año 2000 hasta 31 por ciento en el año 2018.

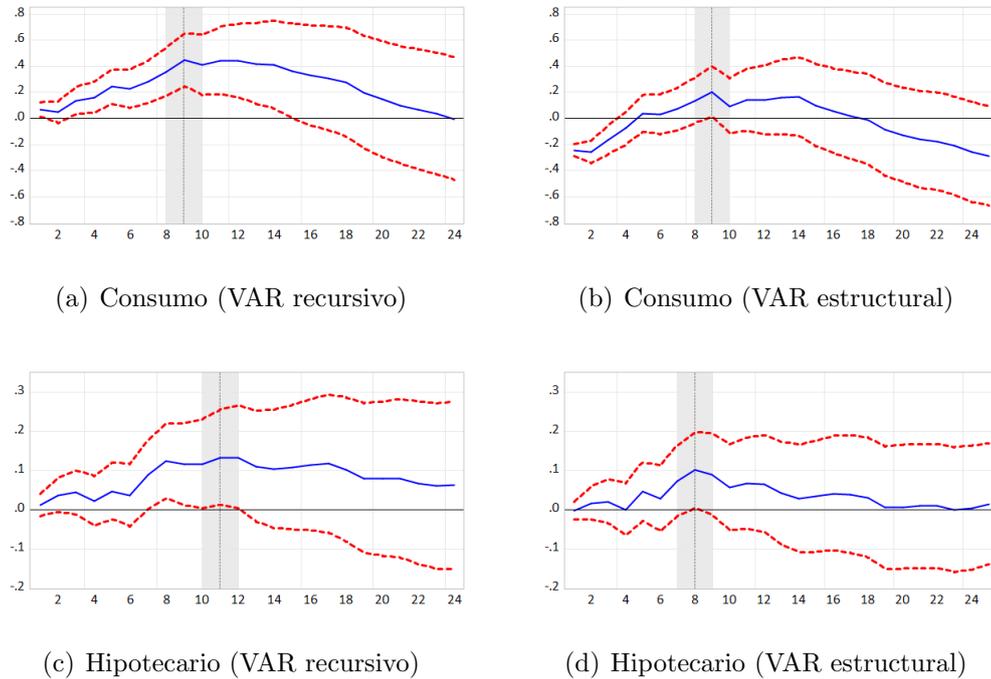
Gráfico 2. *Respuesta de la variación anual de la cartera morosa ante un choque en la depreciación real anual*



NOTA: *En las tres figuras, las unidades de medida del eje izquierdo son porcentajes.*

El hecho que las empresas registren un aumento mayor de la morosidad de su cartera en dólares en comparación a la de los hogares podría explicarse por diferentes factores, como por ejemplo un mayor nivel de dolarización de los créditos de las empresas. Sin embargo, al desagregar el crédito de los hogares en consumo e hipotecario, los resultados muestran que ante un choque en el tipo de cambio real, el aumento de la morosidad de los créditos de consumo es similar al de las empresas y mayor al de los créditos hipotecarios. Específicamente, el efecto máximo del choque sobre la variación anual del ratio de morosidad de los créditos de consumo en dólares es 0,45 puntos porcentuales y se alcanza luego de 9 meses; en el caso del ratio de morosidad de los créditos hipotecarios, el efecto máximo del choque es 0,13 puntos porcentuales y se alcanza luego de 11 meses.

Gráfico 3. *Respuesta de la variación anual de la cartera morosa ante un choque en la depreciación real anual*



NOTA: *En las tres figuras, las unidades de medida del eje izquierdo son porcentajes.*

Al identificar de forma estructural un choque en la variación anual del tipo de cambio real (utilizando la identificación de largo plazo planteada en la sección 3), los resultados que se obtienen son similares en términos de la dinámica a los obtenidos bajo la identificación recursiva, aunque las magnitudes tienden a ser menores. A nivel agregado, el efecto máximo de un choque estructural en la depreciación real anual sobre la variación anual del ratio de la cartera morosa total es 0,21 puntos porcentuales (menor al caso recursivo) y se alcanza luego de 10 meses desde que ocurre el choque (similar al caso recursivo). En el caso de las empresas, el efecto máximo del choque estructural es de 0,28 puntos porcentuales (menor al caso recursivo) y se alcanza luego de 7 meses desde que ocurre el choque (similar al caso recursivo). En el caso de la morosidad de los créditos a hogares, el efecto máximo del choque es de 0,14 puntos porcentuales (menor al caso recursivo) y se alcanza luego de 9 meses (menor al caso recursivo). Al desagregar el crédito de los hogares en consumo e hipotecario, los resultados muestran que ante un choque en el tipo de cambio real, el aumento de la morosidad de los créditos de consumo es mayor al de los créditos hipotecarios (0,20 puntos porcentuales y 0,10 puntos porcentuales, respectivamente). Este último resultado podría estar asociado, entre otras cosas, al hecho que el otorgamiento de un crédito hipotecario tendería a ser más exigente por parte de las entidades financieras en comparación al otorgamiento de un crédito de consumo.

Cuadro 2. *Porcentaje de la varianza explicada por choques en la depreciación real de la cartera morosa (por tipo de cartera)*

Morosidad	VAR recursivo			VAR estruct.		
	$h = 1$	$h = 12$	$h = 60$	$h = 1$	$h = 12$	$h = 60$
Total	0.5	18.6	6.1	0.0	10.3	10.0
Empresas	0.4	13.6	4.2	0.2	9.6	3.7
Hogares	1.7	26.2	25.0	0.3	8.3	6.2
Consumo	2.4	37.7	43.6	20.2	5.9	24.0
Hipotecario	0.2	12.4	11.9	0.0	3.8	2.0

Nota: Los términos $h = 1$, $h = 12$ y $h = 60$ representan 1, 12 y 60 meses períodos (meses) luego del choque.

El Cuadro 2 muestra la descomposición de la varianza para los casos recursivo y estructural; específicamente, se indica el porcentaje de la varianza explicada por choques ortogonales en la depreciación real anual de la moneda, u^s . En el caso de la cartera morosa total, se observa que este choque explica 18,6 por ciento de la varianza del error de predicción del ratio de morosidad luego de 12 meses en el caso recursivo y 11,3 por ciento en el caso estructural. En el caso recursivo, la importancia del choque cambiario es mayor para los créditos de los hogares y sus componentes; sin embargo, en el caso estructural, el choque cambiario es relativamente más importante para explicar la varianza del error de predicción de la cartera morosa de las empresas.

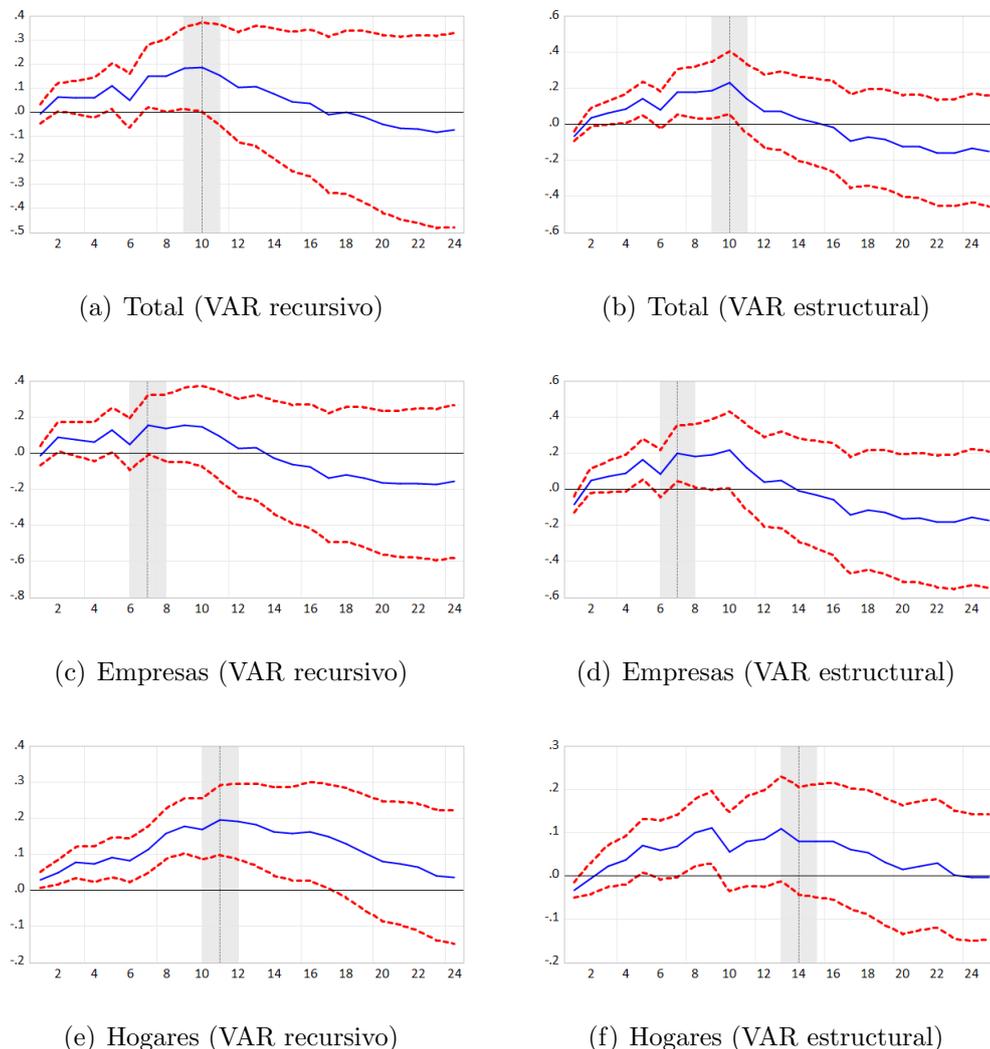
En resumen, la evidencia sugiere que una depreciación real no esperada tiene consecuencias adversas sobre la cartera morosa en moneda extranjera, tanto a nivel agregado como por tipo de crédito. En términos relativos, el efecto de un choque cambiario es mayor sobre la morosidad de las empresas que la de los hogares.

5. Robustez

Los resultados obtenidos en la sección anterior se basan en la especificación de modelos VAR parsimoniosos que solo incluyen 3 variables macroeconómicas directamente relacionadas con la morosidad en moneda extranjera: PBI real, tipo de cambio real y ratio de morosidad en moneda extranjera. Dado esto, los choques cambiarios identificados podrían incluir el efecto de choques en otras variables no identificadas.

Una forma de refinar la identificación de los choques cambiarios es incluyendo la variable términos de intercambio en la especificación del modelo VAR. Debido a que esta variable se determina por factores externos a la economía peruana, sus innovaciones pueden ser identificadas fácilmente incluyéndola en la primer posición en el ordenamiento Cholesky o asumiendo que ningún otro choque tiene efectos sobre ella en el largo plazo. Como se observa en los Gráficos 4 y fig:4ti, las respuestas de los ratios de morosidad para los diferentes tipos de crédito ante choques cambiarios son similares a las obtenidas con el modelo base que no incluye términos de intercambio.

Gráfico 4. *Respuesta de la variación anual de la cartera morosa ante un choque en la depreciación real anual: Modelos VAR con términos de intercambio.*

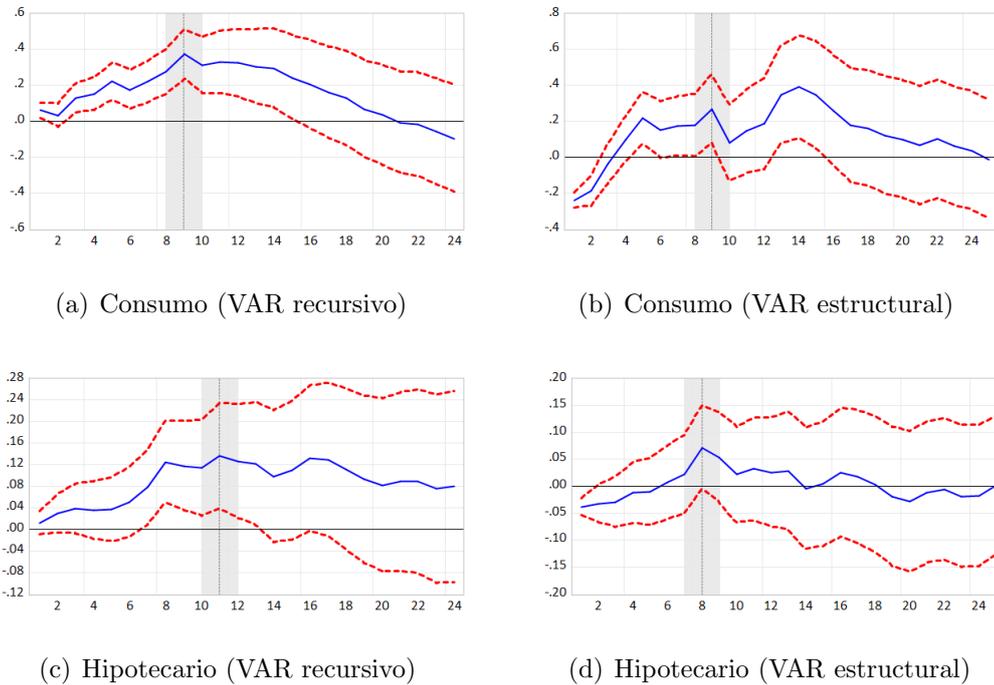


NOTA: En las tres figuras, las unidades de medida del eje izquierdo son porcentajes.

La única diferencia importante entre el modelo base y el que incluye términos de intercambio es en la respuesta del ratio de morosidad de los créditos de consumo bajo la identificación de largo plazo. En este caso, el efecto máximo positivo se alcanza luego de 14 meses y no en 9 meses como en el modelo base.

Es importante mencionar que los resultados obtenidos son condicionales a las variables macroeconómicas utilizadas: PBI real, términos de intercambio y dolarización. Además, es probable que algunas variables específicas a los bancos (como la liquidez, el apalancamiento, entre otras) también sean relevantes para explicar la dinámica de la cartera atrasada en moneda extranjera ante choques cambiarios. Por ello, consideramos que una extensión importante a este trabajo sería incluir variables que describan las principales características de las entidades del sistema financiero.

Gráfico 5. *Respuesta de la variación anual de la cartera morosa ante un choque en la depreciación real anual: Modelos VAR con términos de intercambio.*



NOTA: En las tres figuras, las unidades de medida del eje izquierdo son porcentajes.

Finalmente, es importante enfatizar que los resultados reflejan la respuesta promedio del sistema financiero, pero no son informativos respecto del comportamiento individual de los bancos. En particular, reflejarían la respuesta dinámica de la cartera atrasada en moneda extranjera de los bancos más importantes, a nivel agregado y por tipo de crédito.

6. Conclusiones

La evidencia sugiere que choques no esperados en el tipo de cambio real tienen efectos adversos sobre el ratio de morosidad en moneda extranjera, tanto a nivel agregado como por tipo de crédito. Los resultados indican que ante un choque en la tasa de crecimiento anual del tipo de cambio real equivalente a 5 por ciento, el ratio de morosidad en moneda extranjera aumenta a nivel agregado entre 0,21 y 0,3 puntos porcentuales, alcanzando su efecto máximo entre 7 y 10 meses luego de ocurrido el choque cambiario. Estos resultados sugieren que es importante que los reguladores del sistema financiero continúen tomando medidas para atenuar la exposición al RCC en un contexto de apreciación del tipo de cambio, que puede incentivar una mayor demanda por créditos en moneda extranjera.

Referencias

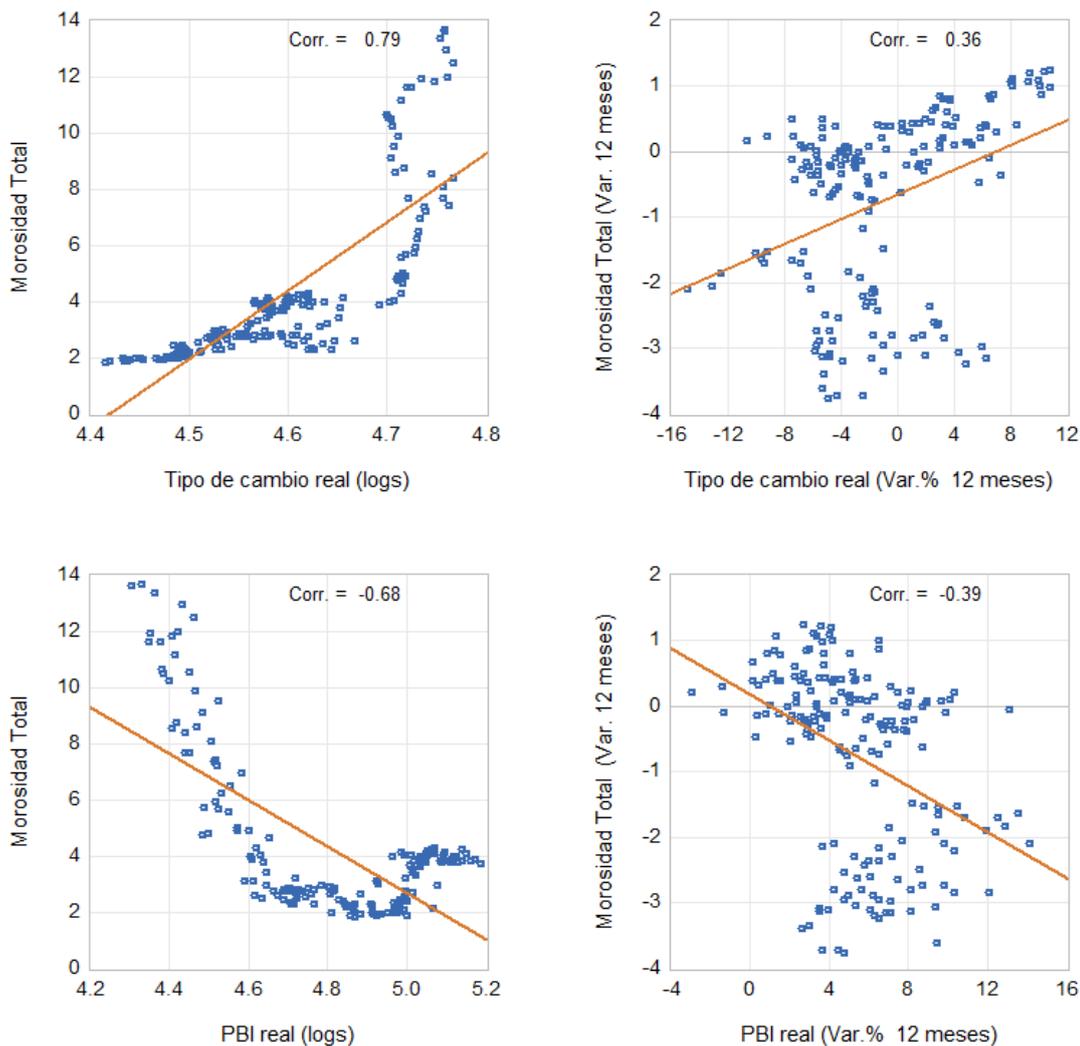
- Aguilar, Giovanna y Gonzalo Camargo. 2002. "Análisis de la morosidad en las instituciones microfinancieras (IMF) en el Perú." *Revista Economía, Fondo Editorial-Pontificia Universidad Católica del Perú* 50: 65-122.
- Aguilar, Giovanna; Camargo, Gonzalo y Rosa Morales. 2004. "Análisis de la Morosidad en el Sistema Bancario Peruano. Informe final de investigación." Instituto de Estudios Peruanos. Recuperado de: <https://www.cies.org.pe/es/investigaciones/politica-macroeconomica-y-crecimiento/analisis-de-la-morosidad-en-el-sistema>
- Beck, Roland, Petr Jakubik y Anamaria Piloii. 2015. "Key Determinants of Non-performing Loans: New Evidence from a Global Sample," *Open Economies Review* 26(3): 525-550.
- Berger, Allen N. y Robert DeYoung. 1997. "Problem loans and cost efficiency in commercial banks." *Journal of Banking and Finance* 21: 849-870.
- Blanchard, Oliver y Danny Quah. 1989. "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances." *American Economic Review* 79(4): 655-673.
- Dimitrios, Anastasiou; Helen, Louri y Tsionas Mike. 2016. "Determinants of non-performing loans: Evidence from Euro-area countries." *Finance Research Letters* 18: 116-119
- Ghosh, Saibal. 2006. "Does leverage influence banks' non-performing loans? Evidence from India." *Journal of Applied Economic Letters* 12(15): 913-918.
- Ghosh, Amit. 2015. "Banking-industry specific and regional economic determinants of non-performing loans: Evidence from US states." *Journal of Financial Stability* 20: 93-104.
- Grigoli, Francesco; Mansilla, Mario y Martín Saldías. 2018. "Macro-financial linkages and heterogeneous non-performing loans projections: An application to Ecuador." *Journal of Banking and Finance* 97: 130-141.
- Hamilton, James. 1994. "Time Series Analysis." *New Jersey, USA: Princeton University Press*.
- Kilian, Lutz. 2013. "Structural vector autoregressions." In *Handbook of Research Methods and Applications in Empirical Macroeconomics*, edited by Nigar Hashimzade and Michael A. Thornton, Chapter 22, 515-554. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing.
- Klein, Nir (2013), "Non-Performing Loans in CESEE: Determinants and Macroeconomic Performance." *International Monetary Fund Working Paper 13/72*.

- Kuzucu, Narman y Serpil Kuzucu. 2019. “What Drives Non-Performing Loans? Evidence from Emerging and Advanced Economies during Pre- and Post-Global Financial Crisis”, *Emerging Markets Finance and Trade* 55(8): 1694-1708. DOI: 10.1080/1540496X.2018.1547877
- Louzis, Dimitrios P., Angelos T. Vouldis y Vasilios L. Metaxas. 2012). “Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios.” *Journal of Banking and Finance* 36(4): 1012-1027.
- Messai, Ahlem Selma. 2013. “Micro and macro determinants of non-performing loans.” *International Journal of Economics and Financial Issues* 3(4): 852-860.
- Partovia, Elmira y Roman Matousek. 2019. “Bank efficiency and non-performing loans: Evidence from Turkey.” *Research in International Business and Finance* 48: 287-309.
- Podpiera, Jiri y Lorent Weill. 2008. “Bad luck or bad management? Emerging banking market experience.” *Journal of Financial Stability* 4(2): 135-148.
- Radivojevic, Nikola; Drago Cvijanovic, Dejan Sekulic, Dejana Pavlovic, Srdjan Jovic y Goran Maksimovic. 2019. “Econometric model of non-performing loans determinants.” *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* 520: 481-488.
- Sims, Christopher. 1980. “Macroeconomics and Reality.” *Econometrica* 48(1): 1-48.
- Vithessonthi, Chaiporn. 2016. “Deflation, bank credit growth, and non-performing loans: Evidence from Japan” *International Review of Financial Analysis* 45: 295-305.
- Wan, Junmin. 2018. “Non-performing loans and housing prices in China.” *International Review of Economics and Finance* 57: 26-42.

APÉNDICES

A. Ratio de morosidad total, PBI real y tipo de cambio real

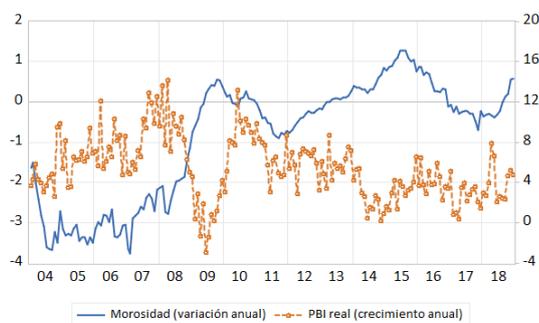
Gráfico A-1. *Relación contemporánea entre el ratio de morosidad en moneda extranjera, el PBI real y el tipo de cambio real*



NOTA: *El ratio de morosidad total (cartera morosa total dividido entre colocaciones brutas) en moneda extranjera está expresada en porcentajes.*

B. Ratio de morosidad en moneda extranjera: créditos a empresas y a hogares

Gráfico A-2. Cartera morosa de las empresas, PBI real y tipo de cambio



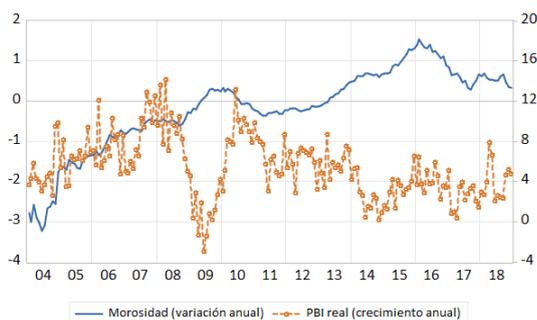
(a) Crecimiento anual de la cartera morosa y del PBI real



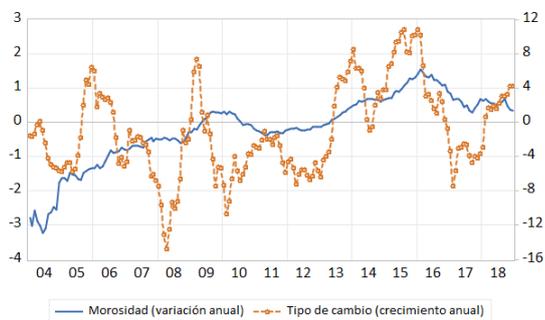
(b) Crecimiento anual de la cartera morosa y depreciación anual del tipo de cambio

NOTA: En ambas figuras los ejes están medidos en porcentajes. La variación del ratio de morosidad se mide en el eje izquierdo en ambas figuras. El crecimiento anual del PBI real y la depreciación real anual se miden en el eje derecho.

Gráfico A-3. Cartera morosa de los hogares, PBI real y tipo de cambio



(a) Crecimiento anual de la cartera morosa y del PBI real



(b) Crecimiento anual de la cartera morosa y depreciación anual del tipo de cambio

NOTA: En ambas figuras los ejes están medidos en porcentajes. La variación del ratio de morosidad se mide en el eje izquierdo en ambas figuras. El crecimiento anual del PBI real y la depreciación real anual se miden en el eje derecho.