



# Sector bancario, mercado de capitales y actividad real en el Perú: Un análisis de causalidad empírica

ERICK LAHURA Y MARÍA PAULA VARGAS\*

*El presente trabajo investiga la causalidad empírica entre la evolución del sector bancario, el mercado de capitales y el nivel de actividad real en el Perú, en el período de enero 1992 a diciembre 2012. Para tal fin, se aplican dos metodologías: (i) la prueba de Granger modificada propuesta por Toda y Yamamoto (1995), y (ii) pruebas de exogeneidad débil y fuerte. Los resultados muestran que tanto el nivel de actividad económica como el desarrollo del mercado de capitales son buenos predictores de la evolución del sector bancario.*

**Palabras Clave** : Sector bancario, mercado de capitales, causalidad a la Granger.  
**Clasificación JEL** : G10, G20, G16.

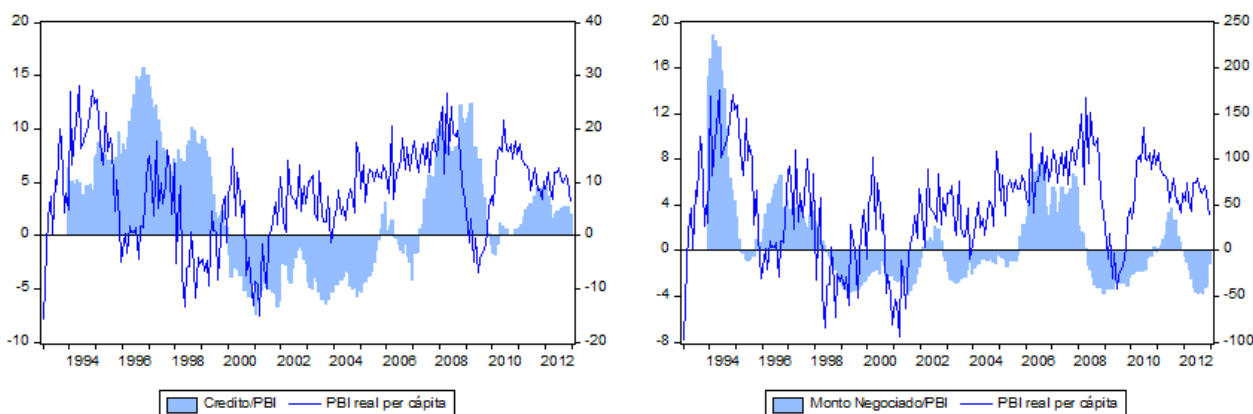
El sistema financiero, compuesto por el sector bancario y el mercado de capitales, permite canalizar los recursos provenientes del ahorro hacia actividades productivas (King y Levine, 1993; Becsi y Wang, 1997; Levine, 2005; Ang, 2008). Por ello, no es sorprendente que la relación entre el sistema financiero y el sector real haya sido estudiada en la literatura económica desde tiempos de Adam Smith. Sin embargo, aún no existe un consenso sobre la dirección de la relación causa-efecto entre ellos: si bien las entidades del sistema financiero pueden estimular la innovación y el crecimiento económico, identificando y financiando inversiones productivas (Bagehot, 1873; Schumpeter, 1912), también pueden responder pasivamente a la evolución del crecimiento económico (Robinson, 1952), o podrían suceder ambos efectos simultáneamente (Patrick, 1966; Quadrini, 2011). Tampoco existe un consenso sobre la dirección de la causalidad empírica entre ellos; es decir, si cambios en el sistema financiero podrían ser anticipados a partir de cambios en el sector real o viceversa (Levine, 2005; Ang, 2008).

¿Cuál es la relación entre el sector financiero y el nivel de actividad real en el Perú? Como se observa en el Gráfico 1 (p. 60), la evidencia reciente sugiere que la actividad económica real (medida a través del crecimiento del PBI real per cápita) y el mercado de capitales (medido a través del cambio en el ratio entre el monto negociado en la Bolsa de Valores de Lima y el PBI nominal) habrían antecedido cambios en la evolución del sector bancario (medido como el cambio en el ratio entre el crédito del sistema bancario al sector privado y el PBI nominal).

\* Lahura: Superintendencia Nacional de Aduanas y Administración Tributaria (SUNAT, email: elahura@sunat.gob.pe), Banco Central de Reserva del Perú y Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Católica del Perú (PUCP). Vargas: Superintendencia Nacional de Aduanas y Administración Tributaria (SUNAT, email: mvargasro@sunat.gob.pe).

Los autores agradecen a Tanja Sturm y Marco Vega por sus valiosos comentarios y sugerencias. Los puntos de vista expresados en este documento corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición de las instituciones a las cuales están afiliados.

GRÁFICO 1. Sector bancario, mercado de capitales y actividad real



**NOTA:** El crédito del sector bancario al sector privado y el monto negociado están medidos como porcentajes del PBI nominal. Todas las variables están expresadas como variaciones porcentuales de los últimos doce meses.

El panel de la izquierda del Gráfico 1 muestra que el crecimiento del PBI real per cápita en 1994 antecedió la recuperación del crédito; la desaceleración del PBI real per cápita del año 1998 (explicada en parte por el fenómeno El Niño de 1997) antecedió la contracción del crédito en el año 1999; y la desaceleración económica del año 2009 (explicada principalmente por la crisis financiera internacional) antecedió la desaceleración del crédito del sector bancario.

Por otro lado, no se observa una relación de precedencia clara entre la evolución del mercado de capitales y la del PBI real per cápita. En particular, el segundo panel del Gráfico 1 muestra que el crecimiento de la negociación bursátil antecedió la aceleración económica de 1997 y la desaceleración del 2009; mientras que la aceleración económica registrada desde el año 2002 antecedió el crecimiento de la negociación bursátil registrado entre el año 2006 e inicios del año 2008. Sin embargo, al comparar la evolución de la negociación bursátil con la del crédito del sector bancario se observa que cambios en el mercado de capitales podrían anticipar cambios en el sector bancario.

El objetivo de esta investigación es determinar la dirección de la causalidad empírica entre el sistema financiero y el nivel de actividad real en el Perú. Es decir, determinar si es posible anticipar cambios en el sistema financiero a partir de cambios en la actividad real o viceversa. De la evidencia del Gráfico 1 se plantea la hipótesis de que cambios en el sector bancario pueden ser anticipados a partir de cambios en el nivel de actividad real o en el mercado de capitales. Esta hipótesis se evalúa empíricamente a través de dos metodologías: (i) la prueba de causalidad en el sentido de Granger bajo el enfoque de **Toda y Yamamoto (1995)**, y (ii) pruebas de exogeneidad débil y fuerte. Los resultados de ambas metodologías son consistentes y muestran que el nivel de actividad real y el indicador de mercado de capitales permiten anticipar cambios en la evolución del indicador del sector bancario.

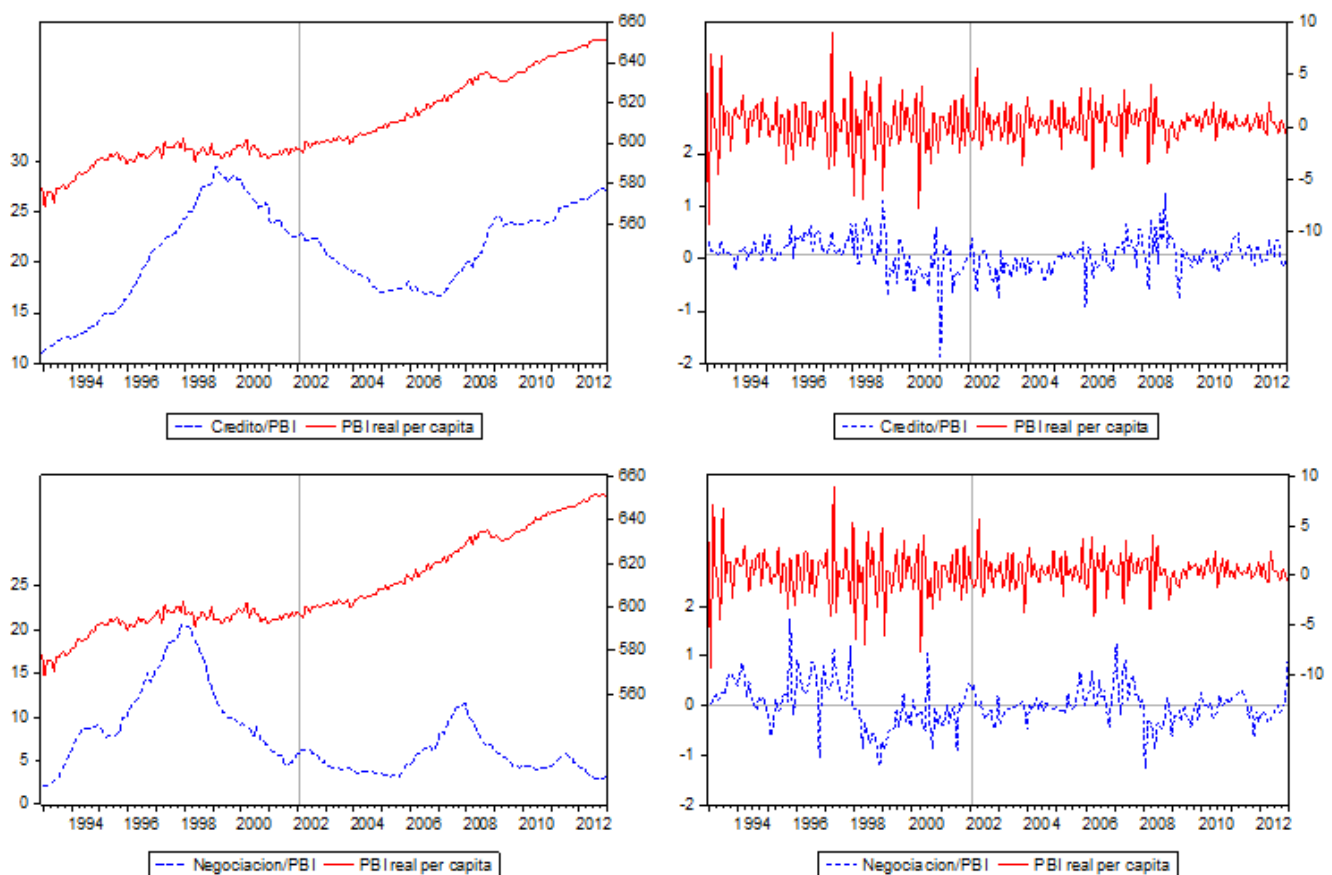
Para el caso de Perú, **Guzman (1995)**, **Raju y Fitzpatrick (2010)**, **Lahura y Vargas (2013)**, y **Lahura y Vega (2014)** analizan la relación causa-efecto entre el sistema financiero y el sector real, mientras que **Guzman (1995)** se centra en el análisis de la dirección de la causalidad. El presente trabajo de investigación aporta a la escasa literatura existente para el caso peruano sobre la relación de causalidad empírica entre el sistema financiero y el sector real de la economía. Asimismo, si bien el enfoque de **Toda y Yamamoto (1995)** ya ha sido aplicado en la literatura (**Caporale y otros, 2005**; **Rousseau y Vuthipadadorn, 2005**, entre otros), esta es la primera vez que se aplica al caso peruano.

El resto del trabajo está estructurado en cuatro secciones. En la sección 1, se describen los datos y los hechos estilizados. En la sección 2, se detalla la metodología empírica. En la sección 3, se presentan y se discuten los resultados de las estimaciones econométricas; y en la sección 4 se presentan las conclusiones.

## 1 DATOS Y HECHOS ESTILIZADOS

El análisis empírico se basa, además del PBI real per cápita, en dos indicadores muy utilizados en la literatura. El primer indicador es el ratio de crédito a PBI ( $sb$ ), en el cual el numerador se mide a través del crédito del sector bancario al sector privado, compuesto por la suma de las colocaciones e inversiones otorgadas por el sector bancario a las empresas privadas, tanto en moneda nacional como en moneda extranjera (ambas expresadas en soles); usualmente, este indicador se utiliza para medir el grado de desarrollo y/o profundidad del sector bancario en la economía. El segundo indicador es el ratio negociación bursátil a PBI ( $mk$ ), donde el numerador se mide a través del valor de las acciones negociadas en la bolsa; en este caso, mayores montos negociados usualmente se interpretan como evidencia de un mercado más líquido. La información utilizada es de frecuencia mensual, abarca el período enero 1992 - diciembre 2012 y ha sido obtenida del Banco Central de Reserva del Perú. El Gráfico 2 muestra la evolución del logaritmo del PBI real per cápita y de los ratios  $sb$  y  $mk$ , tanto en niveles como en diferencias.

**GRÁFICO 2.** Indicadores del sector bancario, mercado de capitales y PBI real per cápita



**NOTA:** El PBI real per cápita, que se mide en el eje derecho, está expresado en logaritmos y multiplicado por 100. Los ratios crédito/PBI ( $sb$ ) y negociación bursátil/PBI ( $mk$ ) están expresados en porcentajes y se miden en el eje izquierdo.

**CUADRO 1.** Correlación contemporánea entre PBI real per cápita, crédito y negociación bursátil

	Niveles			Diferencias		
	1992-2001	2002-2012	1992-2012	1992-2001	2002-2012	1992-2012
<i>sb</i>	0.76	0.71	0.43	0.04	0.04	0.03
<i>mk</i>	0.59	0.04	-0.30	0.08	0.02	0.06

**NOTAS:** La variable *sb* representa el ratio entre el crédito del sector bancario al sector privado y el PBI nominal y, *mk* representa el ratio entre el monto negociado en la bolsa de valores y el PBI nominal. Cada entrada contiene el coeficiente de correlación entre el logaritmo del PBI real per cápita y cada una de las variables indicadas en cada fila.

Como se observa en el Gráfico 2, los niveles de las series muestran un componente tendencial, el cual desaparece cuando las series se expresan en variaciones. Esta característica se confirma con los resultados del Cuadro 1, donde se muestran los coeficientes de correlación de las series en niveles (logaritmo del PBI real per cápita, ratio crédito/PBI y ratio negociación/PBI) y en primeras diferencias, para la muestra completa y las submuestras enero 1992 - diciembre 2001 y enero 2002 - diciembre 2012.

Dada la presencia de tendencias en las series, se aplicaron las pruebas de raíz unitaria ADF (Augmented Dickey-Fuller) y DF-GLS (Elliott y otros, 1996), cuyos resultados se muestran en el Cuadro 2. Los resultados indican que no es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria para las series en niveles; sin embargo, en primeras diferencias se rechaza la hipótesis nula al 5% de significancia. Por lo tanto, se concluye que las series pueden ser tratadas como procesos estacionarios en primeras diferencias.

Dada la posibilidad de que las series presenten quiebres, también se aplicó la prueba propuesta por Zivot y Andrews (1992), en la cual se evalúa la hipótesis nula de que las series son procesos raíz unitaria versus la hipótesis alternativa de que son procesos estacionarios con algún tipo de quiebre. Como se observa en el Cuadro 3 (p. 63), los resultados indican que no es posible rechazar la hipótesis nula, por lo cual se concluye que las series son compatibles con la hipótesis de raíz unitaria.

La evolución de la economía peruana entre 1992 y 2012 puede analizarse en términos de dos períodos: 1992-2001 y 2002-2012. El Cuadro 4 (p. 63) muestra la evolución promedio del PBI real per cápita (expresado en soles del año 2007) y de los ratios crédito a PBI (*sb*) y negociación bursátil a PBI (*mk*).

Durante el período 1992-2001, la economía mostró una recuperación luego del proceso

**CUADRO 2.** Pruebas de raíz unitaria

	Niveles		Diferencias	
	DF-GLS	ADF	DF-GLS	ADF
Crédito/PBI ( <i>sb</i> )	-0.74	-1.99	-2.09**	-3.10**
Negociación bursátil/PBI ( <i>mk</i> )	-1.62	-1.86	-2.86*	-3.07**
PBI real per cápita (logs) ( <i>y</i> )	-1.44	-2.30	-3.63*	-3.77*
<b>Valores críticos</b>				
1%	-3.54	-4.03	-2.57	-3.45
5%	-2.99	-3.44	-1.94	-2.87
10%	-2.71	-3.15	-1.61	-2.57

**NOTAS:** La especificación de la prueba en niveles asume la presencia de tendencia e intercepto; la de la prueba en diferencias, asume la presencia de intercepto. Se utilizaron la descomposición espectral GLS-AR y el criterio de información de Akaike modificado (MAIC). Los símbolos “\*”, “\*\*”, “\*\*\*” indican que se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al 1%, 5%, y 10% del nivel de significancia, respectivamente.

CUADRO 3. Prueba Zivot-Andrews (1992)

	Quiebre	Estadístico	Val. crítico al 1%	Val. crítico al 5%
Crédito/ PBI ( <i>sb</i> )	2000:01	-2.46	-5.57	-5.08
Negociación bursátil/PBI ( <i>mk</i> )	1998:02	-3.32	-5.57	-5.08
PBI real per cápita ( <i>y</i> )	2000:04	-4.55	-5.57	-5.08

hiperinflacionario experimentado entre 1988 y 1990, pasando de un crecimiento negativo del PBI real per cápita de -2.5 por ciento en 1992 a un pico de 10.3 por ciento en 1994, manteniendo tasas de crecimiento positivas incluso hasta 1997 cuando registró un nivel de 4.7 por ciento. Sin embargo, como consecuencia de factores externos como las crisis internacionales en Asia, Rusia y Brasil, y el período de inestabilidad política experimentado entre los años 2000 y 2001, el crecimiento del PBI real per cápita registró tasas de crecimiento negativas entre 1998 y 2001,<sup>1</sup> alcanzando un nivel de -0.8 por ciento en el año 2001. Durante el segundo período, el PBI real per cápita registró un crecimiento continuo, pasando de 4.0 por ciento en el año 2003 a 7.9 por ciento en el año 2008, período que coincidió con la mejora sostenida de los términos de intercambio. Este crecimiento se interrumpió en el año 2009 al registrarse una tasa de -0.1 por ciento como consecuencia de la crisis financiera internacional, pero se retomó en el resto del período registrando una tasa de 4.8 en el año 2012. De esta forma, el PBI real per cápita pasó de un promedio de S/ 8 059 entre 1992 y 2001 a S/ 11 515 entre 2002 y 2012, registrando así un nivel promedio de S/ 9 741 entre 1992 y 2012, como se observa en el Cuadro 4.

Por su parte, el ratio *sb* registró un crecimiento promedio de 0.6 puntos porcentuales, pasando de 20.7 por ciento en el período 1992-2001 a 21.3 por ciento en el período 2002-2012, alcanzando así un nivel promedio de 21.1 por ciento entre los años 1992 y 2012. Además, se observa que el ratio *mk* se redujo 4.9 puntos porcentuales, pasando de 10.3 por ciento en el período 1992-2001 a 5.4 por ciento en el período 2002-2012, alcanzando así un nivel promedio de 7.6 por ciento entre los años 1992 y 2012.

## 2 METODOLOGÍA

Los resultados de las pruebas de raíz unitaria sugieren que las series crédito/PBI,  $sb_t$ , negociación bursátil/PBI,  $mk_t$  y el logaritmo del PBI real per cápita,  $y_t$ , son procesos no estacionarios o  $I(1)$ . Por lo tanto, existe la posibilidad de que las series cointegren. Debido a esto, el análisis de la causalidad empírica se basará en dos metodologías que incorporan diferentes supuestos sobre la existencia de cointegración.

La primera metodología es la que proponen Toda y Yamamoto (1995), la cual consiste en evaluar la causalidad empírica a través de una modificación de la prueba de causalidad en el sentido de Granger (tomando en cuenta el orden máximo de integración de las series), independientemente de que las series

CUADRO 4. Evolución de las variables por períodos

	PBI real per cápita (soles de 2007)	Crédito/PBI (%)	Negociación bursátil/PBI (%)
1992-2012	9 741	21.1	7.6
1992-2001	8 059	20.7	10.3
2002-2012	11 515	21.3	5.4

<sup>1</sup> La excepción fue el año 2000, cuando se registró una tasa de crecimiento positiva de 1.1 por ciento.

cointegren o no. La segunda metodología se basa en la estimación de un VAR cointegrado, en el cual la causalidad empírica se evalúa a través de pruebas de exogeneidad débil y fuerte. El uso de ambas metodologías asume que la relación poblacional entre las variables analizadas es lineal. Si este no es el caso, los modelos utilizados estarían capturando solo el componente lineal de la relación poblacional multivariada.

## 2.1 ENFOQUE DE TODA Y YAMAMOTO (1995)

El enfoque propuesto por **Toda y Yamamoto (1995)** se basa en la estimación de un modelo de vectores autorregresivos de orden  $p$ , definido como

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

donde  $X_t$  es un vector ( $n \times 1$ ),  $A_j$  una matriz ( $n \times n$ ) de coeficientes autorregresivos ( $j = 1, 2, \dots, p$ ), y  $D_t$  es un vector de componentes determinísticos (que puede incluir un intercepto, una tendencia lineal, variables *dummy* para cuantificar la estacionalidad o algún tipo de intervención, así como también variables aleatorias estacionarias débilmente exógenas). El término  $\varepsilon_t$  es un vector ( $n \times 1$ ) que contiene errores ruido blanco con media cero y matriz de covarianza  $\Omega$ .

En esta investigación, el vector  $X_t$  es de orden ( $3 \times 1$ ) pues incluye al indicador del sistema bancario  $sb_t$ , el indicador del mercado de capitales  $mk_t$  y el logaritmo del PBI real per cápita  $y_t$ . En este caso, el VAR se puede escribir como:

$$\begin{aligned} sb_t &= \phi_{10} + a_{11}^{(1)} sb_{t-1} + a_{12}^{(1)} mk_{t-1} + a_{13}^{(1)} y_{t-1} + \dots + a_{11}^{(p)} sb_{t-p} + a_{12}^{(p)} mk_{t-p} + a_{13}^{(p)} y_{t-p} + \varepsilon_t^{sb} \\ mk_t &= \phi_{20} + a_{21}^{(1)} sb_{t-1} + a_{22}^{(1)} mk_{t-1} + a_{23}^{(1)} y_{t-1} + \dots + a_{21}^{(p)} sb_{t-p} + a_{22}^{(p)} mk_{t-p} + a_{23}^{(p)} y_{t-p} + \varepsilon_t^{mk} \\ y_t &= \phi_{30} + a_{31}^{(1)} sb_{t-1} + a_{32}^{(1)} mk_{t-1} + a_{33}^{(1)} y_{t-1} + \dots + a_{31}^{(p)} sb_{t-p} + a_{32}^{(p)} mk_{t-p} + a_{33}^{(p)} y_{t-p} + \varepsilon_t^y \end{aligned}$$

**Toda y Yamamoto (1995)** modifican la prueba causalidad en el sentido de Granger utilizando la información del orden máximo de integración de las series. La modificación consiste en estimar el VAR en niveles con " $p + d_{max}$ " rezagos, donde  $d_{max}$  es el máximo orden de integración que se espera obtener en el sistema dinámico y  $p$  es el número de rezagos óptimo que se obtiene con las pruebas convencionales de determinación de rezagos. Para determinar el número de rezagos  $p$  se utilizarán los criterios de información Schwarz (SC) y Hannan Quinn (HQ) y, en caso los criterios anteriores presenten resultados diferentes, se optará por la prueba de ratio de verosimilitud (LR).

## 2.2 PRUEBAS DE EXOGENEIDAD DÉBIL Y FUERTE

Dado que  $X_t \sim I(1)$ , se dice que el vector  $X_t$  está cointegrado (o que sus series componentes cointegran) si existe una combinación lineal  $\beta' X_t$  que es estacionaria, es decir  $\beta' X_t \sim I(0)$  para algún vector  $\beta$  de orden ( $n \times 1$ ). Debido a que la muestra analizada en esta investigación considera información de 20 años, la presencia de cointegración entre las series podría interpretarse como la existencia de una relación de largo plazo entre las mismas.

Si las series contenidas en el vector  $X_t$  cointegran, el teorema de representación de Granger implica que el VAR en (1) se puede re-escribir como:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_k \Delta X_{t-(k-1)} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad (2)$$



donde  $\Pi = -(I - \sum_{i=1}^p A_i)$  y  $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$ . El modelo VAR definido por la ecuación (2), que combina el nivel de  $X_t$  y sus primeras diferencias  $\Delta X_t$ , se le denomina VAR cointegrado o vector de corrección de errores (VEC). Específicamente, las ecuaciones del VEC son:

$$\Delta s b_t = c_1 + \sum_{i=1}^p \left( \gamma_{11}^{(i)} \Delta s b_{t-i} + \gamma_{12}^{(i)} \Delta m k_{t-i} + \gamma_{13}^{(i)} \Delta y_{t-i} \right) + \alpha_{sb} [s b_{t-1} - \beta_1 m k_{t-1} - \beta_2 y_{t-1}] + \varepsilon_t^{sb},$$

$$\Delta m k_t = c_2 + \sum_{i=1}^p \left( \gamma_{21}^{(i)} \Delta s b_{t-i} + \gamma_{22}^{(i)} \Delta m k_{t-i} + \gamma_{23}^{(i)} \Delta y_{t-i} \right) + \alpha_{mk} [s b_{t-1} - \beta_1 m k_{t-1} - \beta_2 y_{t-1}] + \varepsilon_t^{mk},$$

$$\Delta y_t = c_3 + \sum_{i=1}^p \left( \gamma_{31}^{(i)} \Delta s b_{t-i} + \gamma_{32}^{(i)} \Delta m k_{t-i} + \gamma_{33}^{(i)} \Delta y_{t-i} \right) + \alpha_y [s b_{t-1} - \beta_1 m k_{t-1} - \beta_2 y_{t-1}] + \varepsilon_t^y,$$

donde el vector de cointegración está normalizado respecto de la variable  $s b_t$ . Este VEC es el modelo básico propuesto por Johansen (1988) para determinar estadísticamente la presencia de cointegración. El procedimiento de Johansen se basa en la determinación del rango de la matriz  $\Pi$  (es decir, el número de valores propios de  $\Pi$  distintos de cero), el cual define el número de vectores de cointegración. Para ello, Johansen (1988) propone la prueba de la traza, cuyos resultados son válidos bajo el supuesto de que los errores se comportan bien (es decir, no presentan autocorrelación y son homocedásticos).

Dado este VAR cointegrado, la causalidad empírica se puede evaluar a través de pruebas de exogeneidad débil y fuerte. Por ejemplo, tomando en cuenta la normalización respecto de  $s b_t$ , es posible estimar si  $y_t$  es débil o fuertemente exógena para el parámetro de largo plazo  $\beta_2$ . Si  $y_t$  es débilmente exógena significa que  $y_t$  puede ser usado para hacer inferencias sobre  $\beta_2$  y realizar predicciones condicionales de  $s b_t$  un período adelante. Si  $y_t$  es fuertemente exógena, entonces  $y_t$  puede ser usado para realizar predicciones condicionales de  $s b_t$  más de un período adelante. De esta manera, evaluar si  $y_t$  es débil o fuertemente exógena significa evaluar si el nivel de actividad real anticipa la evolución del sector bancario.

De acuerdo con Hendry (1995), la exogeneidad débil de  $y_t$  puede determinarse evaluando la significancia estadística de  $\alpha_y$  (el coeficiente de velocidad de ajuste en la ecuación de corrección de errores de  $y_t$ ): si  $\alpha_y = 0$ , entonces  $y_t$  es débilmente exógena para  $\beta_2$ . Para analizar la exogeneidad fuerte de  $y_t$ , es necesario que se cumplan dos condiciones: (i)  $y_t$  sea débilmente exógena para su parámetro de largo plazo; y, (ii)  $\Delta s b_t$  y  $\Delta m k_t$  no causen en el sentido de Granger a  $y_t$ . De esta forma, si  $y_t$  es débilmente exógena, es necesario que los rezagos de la primera diferencia de  $s b_t$  no sean significativos en conjunto, es decir:  $\gamma_{31}^{(1)} = \gamma_{31}^{(2)} = \dots = \gamma_{31}^{(p)} = 0$ .

### 3 RESULTADOS

El Cuadro 5 (p. 66) muestra los resultados de las pruebas de diagnóstico de los errores del modelo VAR estimado en niveles. Para la primera submuestra y la muestra completa, el número de rezagos óptimo del VAR es 7, mientras que para la segunda submuestra el número de rezagos es 10. Para cada uno de estos modelos VAR, las pruebas de diagnóstico indican que los errores se comportan bien al 5% de significancia, pues no estarían autocorrelacionados y serían homocedásticos en todas las muestras analizadas, siendo la única excepción la presencia de heterocedasticidad para la muestra completa.

CUADRO 5. Prueba de diagnóstico del VAR en niveles (valores  $p$ )

	1992-2012	1992-2001	2002-2012
Rezagos óptimos	7	7	10
Prueba de autocorrelación LM			
$H_0$ : no existe hasta el orden 1	0.94	0.28	0.25
$H_0$ : no existe hasta el orden 2	0.28	0.08	0.06
$H_0$ : no existe hasta el orden 3	0.30	0.88	0.56
$H_0$ : no existe hasta el orden 6	0.12	0.57	0.13
$H_0$ : no existe hasta el orden 12	0.68	0.78	0.62
Prueba de heterocedasticidad de White			
$H_0$ : Errores homocedásticos	0.00	0.83	0.52

Los resultados de la prueba de causalidad en el sentido de Granger bajo el enfoque de Toda y Yamamoto (1995) se muestran en el Cuadro 6. Se observa que el logaritmo del PBI real per cápita ( $y$ ) y el ratio negociación bursátil/PBI ( $mk$ ) causan en el sentido de Granger al ratio crédito/PBI ( $sb$ ) en todas las muestras analizadas, tanto de manera individual como conjunta. La única excepción ocurre en la submuestra 1992-2001, donde  $y$  no causa en el sentido de Granger a  $sb$  (valor  $p = 0.49$ ). De esta manera, se valida la hipótesis de que cambios en  $y$  y  $mk$  permiten anticipar cambios futuros en  $sb$ .

Bajo el supuesto de cointegración, los resultados de las pruebas de exogeneidad débil y fuerte son consistentes con los obtenidos del enfoque de Toda y Yamamoto. El Cuadro 7 (p. 67) muestra los resultados de las pruebas de diagnóstico de los errores del VAR cointegrado (autocorrelación y heterocedasticidad) y las probabilidades del estadístico “traza” de la prueba de cointegración de Johansen (1988) que permite evaluar la presencia de relaciones de cointegración. Los resultados de la prueba de autocorrelación indican que los errores se comportan bien al 5% de significancia (es decir, no están autocorrelacionados). Además, los errores son homocedásticos excepto en la muestra total. Por su parte, las pruebas de cointegración indican que existe un solo vector de cointegración entre  $y_t$ ,  $sb_t$  y  $mk_t$ , tanto para la muestra total (1992-2012) como para la segunda submuestra (2002-2012). Para el caso de la primera submuestra (1992-2001) la prueba indica que no existen vectores de cointegración.

Las pruebas de exogeneidad débil y fuerte se aplicaron a todas las muestras analizadas, asumiendo que existe un solo vector de cointegración. Se analizaron las tres posibles normalizaciones del vector de cointegración: con respecto a  $sb$ ,  $y$  y  $mk$ . El Cuadro 8 (p. 67) presenta los vectores de cointegración estimados, los coeficientes de velocidad de ajuste y las pruebas de exogeneidad débil y fuerte.

CUADRO 6. Causalidad en el sentido de Granger (valores  $p$ )

	1992-2012	1992-2001	2002-2012
$H_0$ : $sb$ no causa $y$	0.69	0.84	0.05
$H_0$ : $mk$ no causa $y$	0.27	0.65	0.03
$H_0$ : $sb, mk$ no causan $y$	0.12	0.90	0.00
$H_0$ : $y$ no causa $sb$	0.00	0.49	0.00
$H_0$ : $mk$ no causa $sb$	0.00	0.00	0.00
$H_0$ : $y, mk$ no causan $sb$	0.00	0.00	0.00
$H_0$ : $y$ no causa $mk$	0.55	0.59	0.03
$H_0$ : $sb$ no causa $mk$	0.59	0.54	0.01
$H_0$ : $y, sb$ no causan $mk$	0.60	0.79	0.07



CUADRO 7. Pruebas de diagnóstico del VAR cointegrado (valores  $p$ )

	1992-2012	1992-2001	2002-2012
Prueba de autocorrelación LM			
$H_0$ : no existe hasta el orden 1	0.92	0.46	0.33
$H_0$ : no existe hasta el orden 2	0.44	0.17	0.09
$H_0$ : no existe hasta el orden 3	0.38	0.96	0.56
$H_0$ : no existe hasta el orden 6	0.22	0.62	0.12
$H_0$ : no existe hasta el orden 12	0.22	0.09	0.41
Prueba de heterocedasticidad de White			
$H_0$ : Errores homocedásticos	0.00	0.65	0.08
Prueba de cointegración de Johansen			
$H_0$ : 0 vectores de cointegración	0.00	0.00	0.00
$H_0$ : 1 vectores de cointegración	0.21	0.04	0.38
$H_0$ : 2 vectores de cointegración	0.56	0.02	0.19

CUADRO 8. Pruebas de exogeneidad débil y fuerte, por submuestras y por tipo de normalización.

	1992-2012			1992-2001			2002-2012		
	$sb$	$y$	$mk$	$sb$	$y$	$mk$	$sb$	$y$	$mk$
Vectores de cointegración									
$sb$	1	-4.14	-0.59	1	-346.33	-0.66	1	-3.71	-1.84
$y$	-0.24	1	0.14	0.00	1	0.00	-0.27	1	0.50
$mk$	-1.70	7.02	1	-1.51	521.88	1	-0.54	2.01	1
Coeficiente de velocidad de ajuste									
$sb$	-0.02	-0.01	-0.02	-0.04	0.00	0.03	-0.06	0.04	0.03
Estadístico $t$	5.21	-0.87	-1.75	-4.17	-1.17	-1.62	-4.30	2.18	2.81
$y$	0.02	0.01	-0.04	0.08	0.00	-0.12	-0.15	0.02	0.08
Estadístico $t$	0.87	5.21	-0.87	1.18	4.14	-1.18	-2.18	4.31	2.18
$mk$	0.01	0.00	0.04	0.02	0.00	0.06	-0.05	0.01	0.03
Estadístico $t$	1.75	-1.75	5.22	1.62	-1.60	4.17	-2.81	2.81	4.30
Pruebas de exogeneidad débil (valores $p$ , DE = débilmente exógeno)									
$H_0$ : $sb$ es DE	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
$H_0$ : $y$ es DE	0.41	0.41	0.41	0.32	0.23	0.32	0.02	0.02	0.02
$H_0$ : $mk$ es DE	0.10	0.10	0.10	0.11	0.10	0.11	0.00	0.00	0.00
$H_0$ : $y, sb$ son DE	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
$H_0$ : $mk, sb$ son DE	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
$H_0$ : $y, mk$ son DE	0.24	0.24	0.24	0.20	0.19	0.20	0.00	0.00	0.00
Prueba de exogeneidad fuerte (valores $p$ , FE = fuertemente exógeno, na = no aplica)									
$H_0$ : $sb$ es FE	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$H_0$ : $y$ es FE	0.74	0.25	0.10	0.80	0.72	0.43	NA	NA	NA
$H_0$ : $mk$ es FE	0.63	0.45	0.63	0.63	0.63	0.78	NA	NA	NA

Cuando el vector de cointegración se normaliza respecto de  $sb$ , el vector de cointegración estimado muestra que existe una relación de largo plazo positiva entre  $y$ ,  $mk$  y  $sb$  en todas las muestras analizadas. Por ejemplo, para la muestra 1992-2012, si  $y$  aumenta en 1 por ciento el ratio  $sb$  aumenta en 0.24 puntos porcentuales, mientras que si  $mk$  aumenta en 1 punto porcentual,  $sb$  aumenta 1.7 puntos porcentuales. Al analizar los coeficientes de velocidad de ajuste, se observa que el único coeficiente significativo es el que corresponde a la ecuación de  $sb$  para las muestras 1992-2012 y 1992-2001, mientras que para la muestra 2002-2012 todos los coeficientes resultan ser significativos. Estos resultados sugieren que  $y$  y  $sb$  podrían ser débilmente exógenos para las muestras 1992-2012 y 1992-2001. Esta sospecha se confirma ya que no es posible rechazar que  $y$  sea débilmente exógeno (valor  $p = 0.41$ ), que  $mk$  sea débilmente exógeno (valor  $p = 0.10$ ), ni que  $y$  y  $mk$  en conjunto sean débilmente exógenos (valor  $p = 0.24$ ).

Dado que  $y$  y  $mk$  son candidatos a ser fuertemente exógenos para la muestra 1992-2012 y cuando el vector de cointegración se normaliza respecto de  $sb$ , se procedió a aplicar la prueba de exogenidad fuerte. Los resultados muestran que no es posible rechazar la hipótesis nula de que  $y$  sea una variable fuertemente exógena (valor  $p = 0.74$ ) ni que  $mk$  sea fuertemente exógena (valor  $p = 0.63$ ). De esta manera, en este caso se concluye que  $y$  y  $mk$  permiten predecir el comportamiento de  $sb$ , un resultado similar al obtenido utilizando el enfoque de Toda y Yamamoto.

Un análisis similar permite concluir que  $y$  y  $mk$  son débil y fuertemente exógenos para todas las posibles normalizaciones del vector de cointegración y para las muestras 1992-2012 y 1992-2001. Sin embargo, para todas las posibles normalizaciones del vector de cointegración en la submuestra 2002-2012 no se encuentra evidencia de que alguna variable sea débil o fuertemente exógena.

## 4 CONCLUSIÓN

Es importante mencionar que el objetivo de la investigación ha sido evaluar la dirección de causalidad empírica entre la evolución del sistema financiero y la actividad real, medidas a través de indicadores estándar. Evidentemente, si se utilizan otros indicadores el resultado podría cambiar. Asimismo, es importante mencionar que si bien se concluye que el PBI real per cápita y la negociación bursátil pueden ser utilizados para realizar predicciones condicionales, no se puede asumir que las especificaciones utilizadas constituyan los mejores modelos de predicción. Para ello, sería necesario evaluar la posibilidad de incorporar más variables al análisis.

Los resultados de las dos metodologías utilizadas en este estudio son similares y muestran que el PBI real per cápita y la negociación bursátil pueden ser utilizados para realizar predicciones condicionales sobre la evolución del crédito del sector bancario. Sin embargo, es bueno notar que en la práctica solo se puede utilizar la información de la negociación bursátil pues la información del PBI real se publica con dos meses de rezago en el mejor de los casos. Una alternativa que permitiría implementar en la práctica los resultados obtenidos sería utilizar un indicador líder del PBI real per cápita cuya información sea accesible de manera oportuna.

## REFERENCIAS

- Ang, J. (2008), "A survey of recent developments in the literature of finance and growth", *Journal of Economic Surveys*, 22(3), 536-576.
- Bagehot, W. (1873), *Lombard Street: A Description of the Money Market*. Homewood, IL: Irwin.
- Becci, Z. y P. Wang (1997), "Financial development and growth", *Economic Review*, 82(4), 46-62.

- Caporale, M., P. Howells y A. Soliman (2005), "Endogenous growth models and stock market development: Evidence from four countries", *Review of Development Economics*, 9(2), 166-176.
- Elliott, G., T. Rothenberg y J. Hamilton (1996), "Efficient tests for an autoregressive unit root", *Econometrica*, 64(4), 813-836.
- Guzman, M. (1995), "Relaciones de causalidad entre el desarrollo del sector financiero y crecimiento económico. Perú: 1968-1991", Pontificia Universidad Católica del Perú, Tesis publicada.
- Hendry, D. (1995), *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press.
- Johansen, S. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2), 231-254.
- King, R. y R. Levine (1993), "Finance, entrepreneurship and growth: Theory and evidence", *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 513-542.
- Lahura, E. y P. Vargas (2013), "La relación dinámica entre el sistema bancario y el nivel de actividad real en el Perú", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2013-19.
- Lahura, E. y M. Vega (2014), "Desarrollo del mercado bursátil y actividad económica en el Perú", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2014-22
- Levine, R. (2005), "Finance and growth: Theory and evidence", en Aghion P. y S. Durlauf (ed.), *Handbook of Economic Growth*, primera edición, Capítulo 12, 865-934.
- Patrick, H.(1966), "Financial development and economic growth in underdeveloped countries", *Economic Development and Cultural Change*, 14(2), 174-189.
- Quadrini, V. (2011), "Financial frictions in macroeconomic fluctuations", *Economic Quarterly*, 97(3), 209-254.
- Raju, S. y B. Fitzpatrick (2010), "Financial market development, economic development and growth diagnostics: An application to Peru", *International Business and Economics Research Journal*, 9(9), 39-51.
- Robinson, J. (1952), *The Rate of Interest and Other Essays*, MacMillan, London.
- Rousseau, P. y D. Vuthipadadorn (2005), "Finance, investment, and growth: Time series evidence from 10 Asian economies", *Journal of Macroeconomics*, 27(1), 87-106.
- Schumpeter, J. (1912), *The theory of economic development: An inquiry into profits, capital, credit, interest, and the business cycle*. New Brunswick, N.J.: Transaction Books
- Smith, A. (1981), *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, Campbell and A.S. Skinner ed.; textual editor W.B. Todd. Indianapolis : Liberty Fund.
- Toda, H. y T. Yamamoto (1995), "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes", *Journal of Econometrics*, 66(1), 225-250.
- Zivot, E. y D. Andrews (1992), "Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251-70.

*Página en blanco*