



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

La Relación Dinámica entre el Sistema Financiero y el nivel de actividad real en el Perú: 1965-2011

Erick Lahura* y Paula Vargas**

* Banco Central de Reserva del Perú.

** Interbank

DT. N° 2013-019
Serie de Documentos de Trabajo
Working Paper series
Diciembre 2013

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a 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.

LA RELACIÓN DINÁMICA ENTRE EL SISTEMA BANCARIO Y EL NIVEL DE ACTIVIDAD REAL EN EL PERÚ: 1965-2011.*

ERICK LAHURA
Y PAULA VARGAS[†]

Resumen

El objetivo es analizar empíricamente la relación dinámica entre el sistema bancario y el nivel de actividad real en el Perú. Para tal fin, el análisis se basa en la estimación de vectores autoregresivos (VAR) cointegrados, la aplicación de pruebas de exogeneidad y en la identificación de choques transitorios y permanentes. Utilizando información anual para el período 1965-2011 y tres indicadores tradicionales de intermediación financiera asociados al sector bancario, se obtienen los siguientes resultados: (i) existe una relación de largo plazo entre la evolución del sistema bancario y el PBI real per cápita; (ii) el PBI real per cápita contribuye a predecir la evolución del sistema bancario; (iii) un choque permanente tiene efectos más importantes sobre el PBI real per cápita y sobre el sistema bancario que un choque transitorio; y, (iv) las fluctuaciones del PBI real per cápita están asociadas principalmente a choques permanentes, mientras que las fluctuaciones de corto plazo en la evolución del sistema bancario están explicadas principalmente por choques transitorios. Los resultados sugieren que el PBI real per cápita puede ser usado por el regulador para evaluar la adopción de medidas correctivas o prudenciales relacionadas al sistema bancario; además, evidencian la importancia de seguir contando con una regulación financiera que permita que el nivel de intermediación financiera bancaria sea consistente con la evolución del ingreso real per cápita.

Palabras Clave : Sistema bancario, PBI real per cápita, cointegración, exogeneidad, choques transitorios y permanentes.

Clasificación JEL : G10, G20, 016

*Los autores agradecen a Carlos Barrera, Tanja Sturm y Marco Vega por sus valiosos comentarios y sugerencias. También agradecen los comentarios de los participantes del “XXXI Encuentro de Economistas”, organizado por el Banco Central de Reserva del Perú en Lima-Peru, los días 28 y 29 de octubre de 2013. 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.

[†]Erick Lahura es Asesor de la Gerencia de Operaciones Monetarias y Estabilidad Financiera del Banco Central de Reserva del Perú y profesor del Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Católica del Perú (erick.lahura@bcrp.gob.pe). Paula Vargas es Analista de Riesgos de Crédito del Banco Interbank.

THE DYNAMIC RELATIONSHIP BETWEEN THE BANKING SYSTEM AND REAL ECONOMIC ACTIVITY: EVIDENCE FROM PERU, 1965-2011.*

ERICK LAHURA
Y PAULA VARGAS[†]

Abstract

The objective of this paper is to empirically analyze the dynamic relationship between the banking system and real economic activity in Peru. The analysis is based on the estimation of cointegrated vector autoregressions, the application of exogeneity tests and the identification of permanent and transitory shocks. Using annual data for the period 1965-2011 and three traditional indicators of financial intermediation associated with the banking sector, the following results were obtained: (i) there is a long-run relationship between the evolution of the banking system and real per capita GDP, (ii) real per capita GDP contributes to the prediction of banking system evolution, (iii) a permanent shock has more important effects on both real per capita GDP and banking system evolution than a transitory shock does, and (iv) fluctuations in real per capita GDP are mainly associated with permanent shocks at all horizons, while the short-run fluctuations in the evolution of the banking system are explained mainly by transitory shocks. The results suggest that real per capita GDP can be used by the financial regulator to assess prudential measures related to the evolution of the banking system; furthermore, they make evident that financial regulation must ensure that the level of banking intermediation is consistent with the evolution of real per capita income.

Key words : Banking system, real per capita GDP, cointegration, exogeneity, permanent and transitory shocks.

JEL Classification : G10, G20, 016

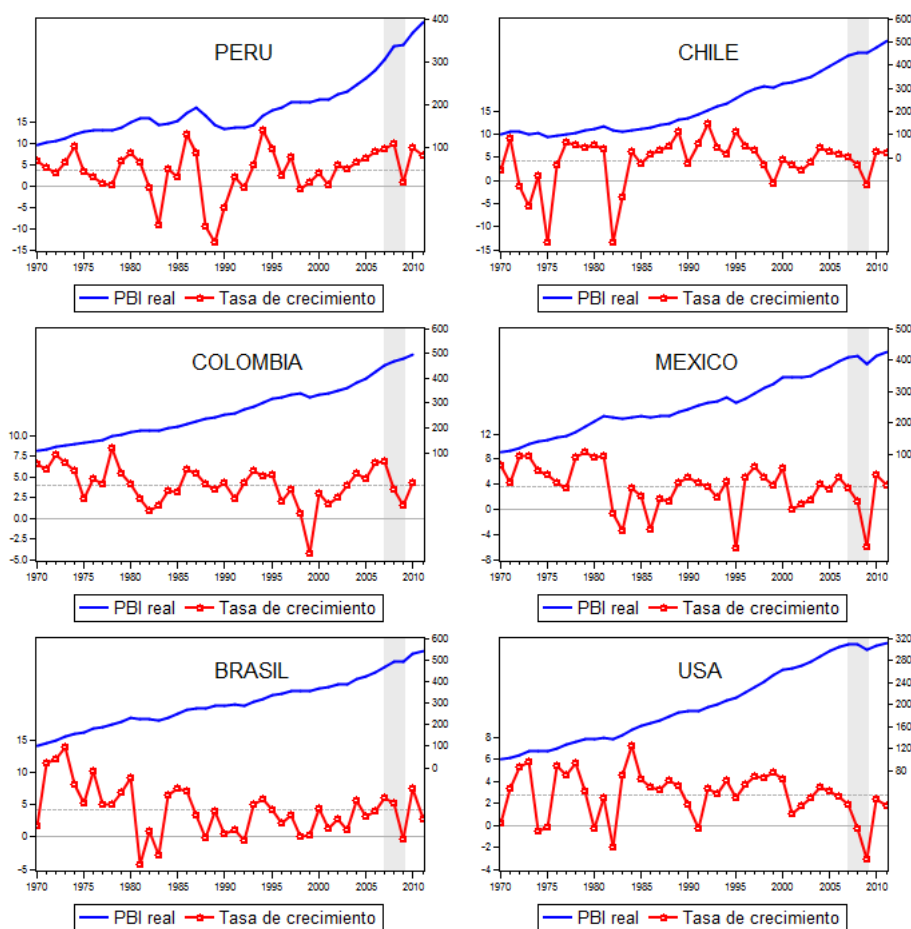
*The authors are grateful to Carlos Barrera, Tanja Sturm, and Marco Vega for their invaluable comments and suggestions. They also thank participants in the “XXXI Annual Economist Meeting” (organised by the Central Reserve Bank of Peru in Lima-Peru, October 28-29, 2013) for helpful comments. The views expressed in this paper are those of the authors and do not necessarily reflect the views of the institutions they are affiliated to.

[†]Erick Lahura is Advisor at the Monetary Operations and Financial Stability Division, Central Reserve Bank of Peru, and Assistant Professor at Pontificia Universidad Católica del Perú (erick.lahura@bcpr.gob.pe). Paula Vargas is Credit Risk Analyst at Banco Interbank.

1. Introducción

La reciente crisis financiera internacional - y otros eventos financieros adversos de importancia como la Gran Depresión (1929-1932), la crisis asiática (1997) y la crisis rusa (1998) - ha puesto nuevamente en evidencia que el sector real y el sector financiero mantienen un vínculo muy estrecho. En particular, es importante que el sistema financiero sea estable y funcione adecuadamente para que el sector real de una economía logre un buen desempeño, especialmente en países con mercados financieros desarrollados.

Figura 1. *PBI real, crecimiento económico y la crisis financiera internacional*



NOTA: Para efectos de comparación, el PBI real está normalizado a 100 en 1970 (para todos los países) y se mide en el eje derecho. La tasa de crecimiento del PBI real está expresada en porcentajes y se mide en el eje izquierdo. La zona sombreada abarca los años 2007, 2008 y 2009.

Como se ilustra en la Figura 1, la crisis financiera internacional ha tenido efectos importantes en el nivel y la tasa de crecimiento del PBI real de Estados Unidos y de economías latinoamericanas como Brasil, Chile, Colombia, México y Perú, especialmente en el año 2009. Si bien en la mayoría de países latinoamericanos las tasas de crecimiento han recuperado sus niveles históricos previos a la crisis, se observa un efecto persistente sobre el nivel del PBI real. En el caso de los Estados Unidos, la crisis ha tenido un impacto mayor pues la tasa de crecimiento aún permanece por debajo de su promedio histórico,

situación que también se observa en otros países desarrollados. En este contexto, los países más afectados han venido aplicando diferentes políticas correctivas¹ y prudenciales,² las cuales requieren de un buen entendimiento de la relación dinámica entre el sistema financiero y el sector real de la economía.

La relación entre el sistema financiero y el nivel de actividad real ha sido estudiada ampliamente a nivel teórico y empírico, como lo documentan Gertler (1988), King y Levine (1993a), Becsi y Wang (1997), Levine (2005), Ang (2008) y Quadrini (2011), entre otros. Si bien aún no existe un consenso sobre la relación causal entre estas variables, la literatura establece que el sistema financiero permite canalizar óptimamente los recursos provenientes del ahorro hacia el consumo y la inversión, lo cual se traduce eventualmente en un mayor dinamismo de la demanda agregada y del nivel de actividad. Empíricamente los estudios sobre el tema han utilizado datos de corte transversal, series de tiempo, datos de panel y diferentes metodologías empíricas. En el caso particular de los estudios basados en series de tiempo, la prueba de causalidad en el sentido de Granger y los modelos de vectores autoregresivos (VAR) son las herramientas econométricas más utilizadas, las cuales permiten establecer relaciones de causalidad empírica entre las variables analizadas mas no relaciones de causa-efecto.

Los estudios para el caso específico de Perú son escasos, e incluyen los trabajos de Guzman (1995) y Raju y Fitzpatrick (2010). Guzman (1995), usando datos para el período 1968-1991 y pruebas de causalidad en el sentido de Granger, concluye que un sistema financiero desarrollado fortalece el sistema productivo. Por otro lado, a partir de un diagnóstico del crecimiento económico en Perú basado en el enfoque de Hausmann y otros (2005), Raju y Fitzpatrick (2010) concluyen que el crecimiento en el Perú está limitado por la falta de capital humano de “alta calidad” y de una adecuada infraestructura, mas no por deficiencias en el sistema financiero.

Tomando en cuenta la relevancia del estudio de la relación entre el sistema financiero y el nivel de actividad real, la falta de investigación sobre el tema para el caso peruano y la importancia del sector bancario en el sistema financiero peruano,³ el objetivo principal del presente trabajo es analizar empíricamente la relación dinámica entre la evolución del sistema bancario y el nivel de actividad real en el Perú. Para tal fin, se utiliza información anual para el período 1965-2011 del PBI real per cápita y de tres indicadores de

¹Las políticas correctivas buscan reactivar el sistema financiero y la economía. La política monetaria no convencional es la más importante de las que se viene aplicando en los países desarrollados, la cual busca estimular la oferta de préstamos del sector financiero (por ejemplo, a través del denominado “quantitative easing” y del “lending for funding scheme” aplicado en el Reino Unido) y, de esta forma, incentivar la demanda agregada.

²Estas medidas buscan minimizar la probabilidad de que se genere una crisis financiera similar. En particular, muchos países han empezado a revisar sus esquemas de regulación y supervisión del sistema financiero bajo un enfoque más global, denominado enfoque macroprudencial, el cual considera no solo los riesgos de entidades financieras individuales sino también los riesgos que pueden afectar de manera conjunta al sistema financiero (“riesgos sistémicos”). Además, las autoridades monetarias vienen incorporando el enfoque macroprudencial debido a que la posición de política monetaria puede comprometer, en ciertas circunstancias, la estabilidad financiera.

³La liquidez del sistema bancario y del crédito del sistema bancario al sector privado representan mas del 60% de la liquidez y del crédito al sector privado del sistema financiero

intermediación financiera asociados al sistema bancario: crédito/PBI, cuasidinero/PBI, liquidez/PBI.

El análisis empírico se basa en la estimación de vectores autoregresivos cointegrados y pruebas de exogenidad débil y fuerte, lo cual permite establecer relaciones de causalidad empírica mas no de causa-efecto. Sin embargo, con el propósito de explorar la posibilidad de identificar algún tipo de relación causa-efecto, se realiza una descomposición de los choques del VAR cointegrado en términos de sus componentes permanentes y transitorios (descomposición $P - T$) como lo proponen Gonzalo y Ng (2001). Bajo este marco de análisis, es posible estudiar la reacción dinámica de cada variable ante choques exógenos (transitorios y permanentes) y cuantificar la contribución de cada choque a las fluctuaciones de las series. Si bien la identificación del “origen” de los choques es una tarea muy difícil o casi imposible (Cochrane, 1994), consideramos que la identificación de los choques en función a la duración de sus efectos (transitorio o permanente) es un paso importante para entender mejor la relación dinámica entre el sector financiero y el sector real de la economía. Cabe señalar que este trabajo es el primero en la literatura que aplica la descomposición $P - T$ al estudio de la relación dinámica entre el sistema bancario y el nivel de actividad real.

Los principales resultados que se obtienen del análisis empírico son los siguientes: (i) existe una relación de largo plazo entre la evolución del sistema bancario y el PBI real per cápita; (ii) el PBI real per cápita contribuye a predecir la evolución del sistema bancario; (iii) un choque permanente tiene efectos más importantes sobre el PBI real per cápita y sobre el sistema bancario que un choque transitorio; y, (iv) las fluctuaciones del PBI real per cápita están asociadas principalmente a choques permanentes, mientras que en el corto plazo las fluctuaciones en la evolución del sistema bancario están explicadas principalmente por choques transitorios.

Estos resultados sugieren que el PBI real per cápita puede ser usado por el regulador para evaluar la adopción de medidas correctivas o prudenciales relacionadas al sistema bancario. Además, sugieren la importancia de contar con una regulación bancaria que permita que el nivel de intermediación financiera bancaria sea consistente con la evolución del nivel de actividad real. Dado esto, resulta importante que las políticas reales dirigidas hacia un incremento persistente del producto (choques permanentes) se complementen con políticas que permitan lograr un mayor nivel de intermediación financiera, como por ejemplo aquellas orientadas hacia la mayor inclusión financiera.

Este trabajo está estructurado en seis secciones. En la sección 2, se presenta la revisión de la literatura sobre la relación entre el sistema financiero y el nivel de actividad real. En la sección 3, se describen los datos a usar en el análisis y los hechos estilizados relacionados al sector bancario peruano. En la sección 4, se detalla la metodología empírica. En la sección 5, se presenta y discute los resultados de las estimaciones econométricas. Finalmente, en la sección 6, se presenta las conclusiones.

2. Revisión de la literatura

Si bien aún no existe un consenso sobre la relación causal entre sistema financiero y el nivel de actividad real, la literatura establece que el sistema financiero permite canalizar óptimamente los recursos provenientes del ahorro hacia el consumo y la inversión, lo cual estimula eventualmente la demanda agregada y el nivel de actividad.

Esta relación ha sido estudiada ampliamente a nivel teórico y empírico, como lo documentan Gertler (1988), King y Levine (1993a), Becsi y Wang (1997), Levine (2005), Ang (2008) y Quadrini (2011), entre otros. La literatura sobre el tema se remonta a los inicios de la ciencia económica con Smith (1776)⁴ e incluye además, entre los primeros estudios, a Bagehot (1873) y Schumpeter (1912), quienes consideran que el sistema bancario puede contribuir al crecimiento a través del financiamiento de la inversión productiva, y a Robinson (1952), quien argumentó que los bancos responden pasivamente a la evolución de la economía. Bajo un enfoque más amplio, Gurley y Shaw (1955) postulan que la relación de causalidad va en ambos sentidos, mientras que para Patrick (1966) la relación cambia con el estado de desarrollo de la economía. Si bien Goldsmith (1969), McKinnon (1973), y Shaw (1973) son los primeros que establecen la existencia de una relación empírica entre el sector real y el sector financiero de la economía,⁵ no fue sino hasta King y Levine (1993a) y King y Levine (1993b) que el tema alcanzó importancia empírica, surgiendo trabajos empíricos con información de corte transversal, datos de panel y series de tiempo, tanto a nivel macroeconómico (a nivel de países y regiones) como a nivel microeconómico (industrias y firmas).

La literatura empírica basada en series de tiempo⁶ se ha centrado en determinar la dirección de la causalidad empírica en términos de la capacidad predictiva de cada variable. La prueba de causalidad empírica en el sentido de Granger es la herramienta que más se ha utilizado en este tipo de trabajos, usualmente junto con la estimación de modelos de vectores autoregresivos (VAR) y, en algunos casos, complementada con herramientas auxiliares como las funciones impulso respuesta y el análisis de la descomposición de la varianza.

Un primer grupo de trabajos (Grupo 1), cuyos resultados se detallan en el Cuadro A-1 del Apéndice A, analiza la relación causal entre el sistema financiero y el nivel de actividad a través de la aplicación de pruebas de causalidad y utilizando series estacionarias (la primera diferencia del logaritmo del nivel de actividad, o crecimiento real, y la primera diferencia del indicador de intermediación financiera). En particular, Jung (1986), Guzman (1995), Thornton (1996) y Choe y Moosa (1999) aplican pruebas estadísticas de causalidad en el sentido de Granger, mientras que Gupta (1984) aplica la prueba de causalidad de Sims. En estos trabajos, la existencia de causalidad en el sentido de Granger

⁴Smith (1776) enfatiza el papel del dinero como medio para reducir los costos de las transacciones, facilitando la especialización en los procesos productivos (división del trabajo) y haciendo posible la innovación y el crecimiento económico

⁵Estos autores muestran que las diferencias entre las tasas de crecimiento de los países pueden explicarse, en parte, por la calidad y cantidad de servicios que proporcionan las instituciones financieras.

⁶Dada la variedad de características propias de cada economía, Arestis y Demetriades (1997), Ang (2008), entre otros autores, sugieren realizar más estudios que se basen en la historia de cada país.

se interpreta como evidencia a favor de una posible relación causa-efecto. Por su parte, utilizando series estacionarias en un modelo de vectores autoregresivos (VAR), Xu (2000) analiza la relación dinámica a través de las funciones impulso-respuesta basadas en la descomposición de Cholesky (con diferentes ordenamientos de las variables) y encuentra que choques asociados a los indicadores de intermediación financiera pueden tener efectos dinámicos sobre el crecimiento económico.

Un segundo grupo de trabajos (Grupo 2), que se detallan el Cuadro A-2 del Apéndice A, estudia la relación de causalidad tomando en cuenta que los indicadores de desarrollo financiero y el nivel de actividad real son series no estacionarias. Por un lado, Neusser y Kugler (1998), Rousseau y Wachtel (1998) y Rousseau (1999), aplican la prueba de causalidad de Granger utilizando un VAR en niveles para las series cointegran (Sims y otros, 1990; Toda y Phillips, 1993). Por otra parte, Caporale y otros (2005) aplican la prueba de Granger a los niveles de las series independientemente de la existencia de cointegración, como lo sugieren Toda y Yamamoto (1995). En estos trabajos, la existencia de cointegración entre los indicadores de desarrollo financiero y el nivel de actividad real se interpreta como evidencia de que el sector financiero y el sector real se mueven juntos en el largo plazo, mientras que la existencia de causalidad en el sentido de Granger se interpreta como evidencia a favor de una relación causa-efecto.

Utilizando un enfoque más convencional, un tercer grupo de estudios (Grupo 3) que incluye a Demetriades y Luintel (1996), Demetriades y Luintel (1997), Arestis y Demetriades (1997), Arestis y otros (2001), Ang y McKibbin (2007) y Ang (2009), explotan la información contenida en la existencia de cointegración para analizar la relación de causalidad empírica. Específicamente, estos trabajos utilizan modelos vectoriales de corrección de errores (VECM) y aplican pruebas de exogeneidad débil y fuerte, siendo la prueba de Granger parte de la prueba de exogeneidad fuerte. La existencia de cointegración junto con la exogeneidad de los indicadores financieros (o del nivel de actividad), se interpreta como evidencia de que el sector financiero (o el sector real) causa en el largo plazo al nivel de actividad (al sistema financiero). Los detalles de estos trabajos se muestran en el Cuadro A-3 del Apéndice A.

Finalmente, un cuarto grupo de estudios (Grupo 4) conformado por Demetriades y Hussein (1996), Luintel y Khan (1999), Bell y Rousseau (2001), Thangavelu y Ang (2004), Rousseau y Vuthipadadorn (2005) y Bojanic (2012), sigue un enfoque más ecléctico que combina los anteriores, como se describe en el Cuadro A-4 del Apéndice A. Así por ejemplo, Bell y Rousseau (2001), tomando en cuenta la existencia de cointegración, estiman un VAR en niveles y realizan un análisis impulso respuesta basado en un ordenamiento Cholesky, donde el orden de las variables se determina a partir de las pruebas de causalidad en el sentido de Granger aplicadas al VAR en niveles. Por su parte, Rousseau y Vuthipadadorn (2005) utilizan un VAR en niveles cuando las series no cointegran y realizan la prueba de causalidad de Granger aplicando la metodología de Toda y Yamamoto (1995); para los casos de series cointegradas, utilizan un VAR en niveles, aplican la prueba de causalidad de Granger y realizan un análisis de descomposición de la varianza; además, estiman modelos VECM y realiza pruebas de exogeneidad débil.

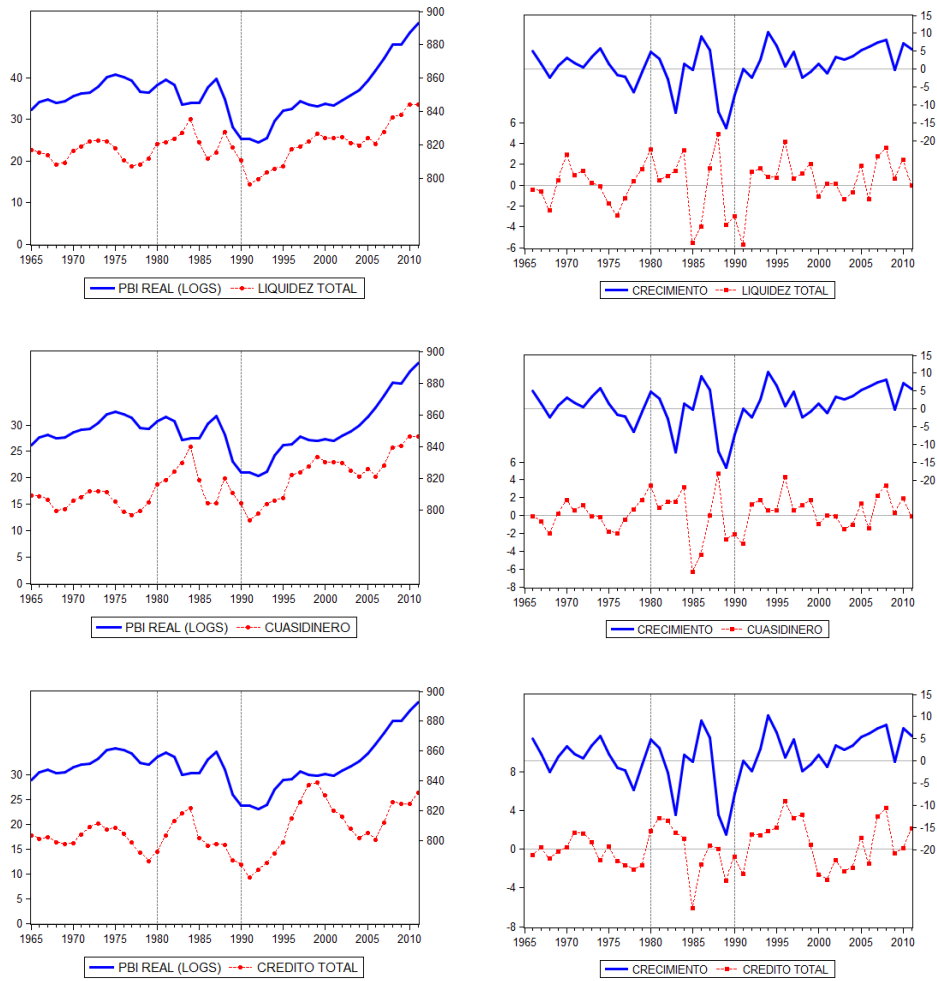
En el presente documento de trabajo, parte del análisis empírico se basa en la estimación de vectores autoregresivos cointegrados y pruebas de exogenidad débil y fuerte (como en el caso del Grupo 3), lo cual permite establecer relaciones de causalidad empírica mas no de causa-efecto. Esta observación es importante pues las diferentes relaciones de causalidad empírica encontradas en los trabajos citados han sido interpretadas por sus autores como relaciones de causa-efecto a pesar de que las herramientas econométricas utilizadas (causalidad a la Granger y pruebas de exogenidad débil y fuerte) sólo permiten establecer relaciones de precedencia o capacidad predictiva entre las variables analizadas. Dado esto, y con el propósito de explorar la posibilidad de identificar algún tipo de relación causa-efecto, este documento de trabajo extiende el enfoque del Grupo 3 y realiza una descomposición de los choques del VAR cointegrado en términos de sus componentes permanentes y transitorios (descomposición $P - T$) como lo proponen Gonzalo y Ng (2001). Si bien la identificación del “origen” de los choques es una tarea muy difícil o casi imposible (Cochrane, 1994), consideramos que la identificación de los choques en función a la duración de sus efectos (transitorio o permanente) es un paso importante para entender mejor la relación dinámica entre el sector financiero y el sector real.

3. Datos y hechos estilizados

La literatura proporciona diferentes formas de medir la evolución del sistema financiero y del nivel de actividad económica. En este trabajo se usa el PBI real per cápita para medir el nivel de actividad económica, de tal manera que la tasa de crecimiento sea una medida aproximada del bienestar. Para medir el nivel de intermediación financiera a nivel agregado, dada la importancia en del sistema bancario en el sistema financiero peruano, se utilizan 3 indicadores convencionales relacionados a la intermediación financiera bancaria: cuasidinero/PBI, liquidez/PBI y crédito/PBI. Los datos utilizados han sido obtenidos de las Memorias Anuales y la base de datos del Banco Central de Reserva del Perú. La frecuencia de los datos es anual y abarca el período 1965-2011.

Para la construcción de los indicadores de intermediación financiera se utilizan la liquidez total, el cuasidinero y el crédito del sistema bancario al sector privado. La liquidez total se define como las obligaciones monetarias del sistema bancario, que incluyen: (a) circulante, compuesto por billetes y monedas emitidos por el Banco Central; (b) depósitos (a la vista, de ahorro y plazo) en moneda nacional y en moneda extranjera; y, (c) valores emitidos por las sociedades de depósitos (bonos corporativos, bonos hipotecarios y bonos subordinados, entre otros), denominados en moneda nacional y extranjera. El cuasidinero se define como la liquidez total menos el circulante. El crédito del sistema bancario al sector privado se define como la suma de las colocaciones (y las inversiones) otorgadas a las empresas privadas, las instituciones sin fines de lucro y los hogares, tanto en moneda nacional como en moneda extranjera. Además, incluye las colocaciones a las entidades financieras no bancarias, como las cajas municipales, cajas rurales y fondos privados de pensiones. Un mayor nivel de liquidez, cuasidinero o crédito usualmente se interpreta como un sistema financiero más desarrollado.

Figura 2. *PBI real per cápita e indicadores agregados de intermediación financiera bancaria (niveles y diferencias)*



NOTA: La primera columna contiene los gráficos de las series en niveles y la segunda columna en primeras diferencias. El PBI real per cápita, que se mide en el eje derecho, está expresado en logaritmos y multiplicado por 100, mientras que el nivel de los indicadores de intermediación financiera están expresados en porcentajes y se miden en el eje izquierdo. La tasa de crecimiento del PBI real per cápita (medido en el eje derecho) y la variación de los indicadores de intermediación financiera (medido en el eje izquierdo) están expresados en porcentajes.

La Figura 2 muestra la evolución del PBI real per cápita y de los indicadores de intermediación financiera, en niveles y en primeras diferencias. Se puede observar que los niveles de las series muestran un componente tendencial, mientras que en primeras diferencias la relación parece debilitarse. Esto se confirma con los resultados del Cuadro 1, donde se muestran las correlaciones contemporáneas entre el logaritmo del PBI real per cápita y los indicadores de desarrollo financiero. En niveles, la correlación es alta para todas las muestras consideradas, siendo mayor la correlación luego de 1990. Sin embargo, en primeras diferencias la correlación se debilita para cada sub-muestra. Esto indicaría que la relación entre las series estaría explicada principalmente por sus tendencias.

Cuadro 1. *Correlación contemporánea entre el PBI real per cápita y los indicadores de desarrollo financiero.*

	1965-2011	1980-2011	1965-1990	1991-2011
Niveles				
cuasidinerero / pbi	0.54	0.72	-0.10	0.85
liquidez total / pbi	0.71	0.81	0.02	0.91
crédito total / pbi	0.51	0.54	0.35	0.57
Diferencias				
cuasidinerero / pbi	-0.00	-0.01	0.08	-0.14
liquidez total / pbi	-0.07	-0.12	0.00	-0.20
crédito total / pbi	0.26	0.25	0.23	0.28

Para determinar la naturaleza estadística de las tendencias observadas en las series, se aplicaron a las series las pruebas eficientes de raíz unitaria propuestas por Elliott y otros (1996) y Ng y Perron (2001), cuyos resultados se muestran en el Cuadro 2. Estos resultados indican que las series son compatibles con la hipótesis de raíz unitaria;⁷ es decir, las series presentan un comportamiento tendencial no determinístico. Una implicancia de este resultado es que los diferentes choques experimentados por estas variables han tendido efectos persistentes en su comportamiento.

Cuadro 2. *Pruebas de raíz unitaria^{1/}.*

Series	Elliot-Rhothenberg-Stock		Ng-Perron			
	DF-GLS	Punto Óptimo	MZa	MZt	MSB	Mpt
Crédito / PBI	-1.02	10.53	-1.78	-0.69	0.39	10.55
Cuasidinerero / PBI	-1.06	7.42	-3.52	-0.99	0.28	6.91
Liquidez / PBI	-1.30	5.80	-4.93	-1.23	0.25	5.70

1/ La especificación de ambas pruebas asume la presencia de un intercepto. Se utilizó la descomposición espectral GLS-AR y el criterio de selección AIC modificado (MAIC). Los símbolos “*”, “**”, “***” indican que se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al 1%, 5%, y 10% del nivel de significancia, respectivamente.

El Cuadro 3 muestra la evolución promedio del sistema financiero bancario peruano, medido a través de cuasidinerero/PBI, liquidez/PBI y crédito/PBI. Se puede observar que el crédito/PBI no mostró un crecimiento significativo entre 1965 y 1990, manteniéndose constante alrededor de 17% y alcanzando un nivel promedio de 20.2% entre 1991 y 2011. El cuasidinerero/PBI se mantuvo constante entre 1965 y 1980, mostrando un crecimiento importante durante los años 1980 y uno moderado entre 1991 y 2011. Por su parte, si bien la liquidez/PBI mostró un crecimiento moderado entre 1965 y 1990, este indicador se mantuvo en promedio en 24% entre 1991 y 2011, y nivel similar a lo registrado en la década de los años 1980.

A partir de la información de la Figura 2 y los Cuadros 1, 2 y 3, es posible distinguir hasta tres diferentes episodios en la evolución del PBI real per cápita, que coincide en gran parte con la evolución del sistema bancario: (i) una tendencia creciente entre 1965 y

⁷Al aplicar las pruebas convencionales (menos eficientes) de raíz unitaria (Dickey-Fuller aumentada y Phillips-Perron) se obtuvieron resultados similares.

Cuadro 3. *Niveles promedio de los indicadores agregados de intermediación financiera (como porcentaje del PBI)*

	Crédito	Cuasidinero	Liquidez
1965-1970	16.72	15.35	21.13
1971-1980	17.10	15.79	22.30
1981-1990	17.25	19.15	24.34
1991-2011	20.21	21.00	24.31

1975; (ii) una tendencia decreciente entre 1976 y 1990, que se acentuó luego de 1988 con el período de hiperinflación; y (iii) un período de recuperación desde 1991, interrumpido entre 1998 y 2001 (durante las crisis internacionales en Asia, Rusia, y Brasil, y el período de inestabilidad política entre los años 2000 y 2001) y en el 2009 (como consecuencia de la crisis financiera internacional).

Al igual que el PBI real per cápita, los indicadores de intermediación financiera bancaria mostraron un comportamiento fluctuante hasta 1990.⁸ Durante este período, el sistema bancario enfrentó un ambiente de represión financiera, caracterizado por la estatización de la propiedad extranjera entre 1968 y 1980, la preponderancia de la banca estatal (bancos de fomento) y un entorno de control de la tasa de interés. Si bien desde 1980 se experimentó un ambiente financiero más flexible (al reducirse el encaje legal y permitirse el uso de instrumentos bancarios en moneda extranjera), esto se interrumpió con la intención de estatización de la banca en 1987 y se exacerbo con el inicio del período de hiperinflación en 1988.

Luego del programa de estabilización de 1990 y la liberalización de la economía peruana, se observa una tendencia creciente en todos los indicadores bancarios. Las medidas orientadas a impulsar el desarrollo financiero,⁹ permitieron un crecimiento sostenido del sistema bancario que acompañó al creciente nivel de actividad real. Sin embargo, como consecuencia de la crisis asiática y rusa, el sistema bancario experimento un período de contracción del crédito entre 1999 y 2000. Finalmente, luego de experimentar un crecimiento económico continuo desde el año 2002 y un entorno favorable reflejado en la mejora sostenida de los términos de intercambio, los indicadores de intermediación financiera se recuperaron y mostraron una tendencia creciente desde el año 2005, favorecidos además por la adopción del esquema de metas de inflación por parte del Banco Central. Sólo en el caso del crédito se observó una desaceleración entre 2009 y 2010 luego de la crisis financiera internacional, que también coincidió con el deterioro temporal de los términos de intercambio entre el 2008 y 2009.

⁸Los indicadores de la evolución del sistema bancario registraron caídas importante en 1968 (el año del golpe militar de Velasco Alvarado), entre 1977 y 1978 (que coincidió con una severa crisis económica y social, que impulsó el inicio de la Asamblea Constituyente) y en 1991 (como consecuencia del episodio de hiperinflación que se inició en 1988).

⁹Entre las principales medidas figuran la flexibilización del tipo de cambio desde 1990, la promulgación de la nueva Ley Orgánica de la SBS y la creación del sistema privado de fondo de pensiones en 1992, la independencia del Banco Central de Reserva del Perú en 1994, el plan Brady de 1995-1996, la promulgación de la Ley 26702 - Ley General del Sistema Financiero y del Sistema de Seguros y Orgánica de la Superintendencia de Banca y Seguros

4. Modelo empírico

En este trabajo de investigación se analiza la relación empírica entre el sistema financiero y el nivel de actividad real utilizando vectores autoregresivos (VAR) cointegrados, en la línea del enfoque econométrico convencional que se describió en la Sección 2. En particular, se estiman y analizan modelos vectoriales de corrección de errores (VECM), a partir de los cuales se aplican pruebas de exogenidad débil y fuerte para determinar si alguna de las variables contribuye en la predicción de la otra. Además, siguiendo a Gonzalo y Ng (2001), se identifican los choques transitorios y permanentes que describen al sistema dinámico, cuyo uso constituye un aporte de este trabajo al ser la primera vez que se aplica al estudio de este tema.

4.1. VAR: especificación básica

Un modelo de vectores autoregresivos o modelo VAR¹⁰ es un sistema dinámico donde cada variable puede ser influenciada por los valores pasados de todas las variables del sistema; dada esta retroalimentación, es posible analizar la reacción de las variables del sistema ante un choque exógeno que afecte a una de ellas.

Sea ε_t un vector ($n \times 1$) que contiene errores ruido blanco con distribución normal y:

$$E(\varepsilon_t) = 0$$
$$E(\varepsilon_t \varepsilon_\tau') = \begin{cases} \Omega, & \text{para } t = \tau \\ 0, & \text{otro caso} \end{cases}$$

donde Ω es una matriz ($n \times n$) positivo definida. Un vector autoregresivo de orden p (es decir, con p rezagos) o VAR(p) se define 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, para $j = 1, 2, \dots, p$, 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).

La forma específica del VAR depende de la presencia de raíz unitaria en las series analizadas y, de ser el caso, de la presencia de cointegración.¹¹ Si las series son estacionarias, usualmente se recomienda estimar un VAR en niveles. Sin embargo, si las series son no estacionarias, debido a la presencia de raíces unitarias, la especificación del VAR dependerá de la existencia de cointegración entre las series. Si las series cointegran, entonces se recomienda estimar el VAR cointegrado a partir de su representación vectorial de corrección de errores (VEC por sus siglas en inglés). Si las series no son estacionarias y no cointegran, una práctica usual es estimar el VAR en diferencias. Los resultados de la

¹⁰El enfoque de vectores autoregresivos (VAR) fue propuesto por Sims (1980) y ha sido aplicado ampliamente en la literatura económica, especialmente en estudios sobre política monetaria.

¹¹Para una discusión más detallada ver Hamilton (1994), p. 651-654

Sección 3 indican que las series son compatibles con la hipótesis de raíz unitaria y, por lo tanto, es posible que cointegren.

4.2. VAR cointegrado

Sea X_t un vector ($n \times 1$) raíz unitaria o integrado de orden 1, $X_t \sim I(1)$ (es decir, cada componente del vector X_t es una serie raíz unitaria o integrada de orden 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 $\beta(n \times 1)$ diferente de cero. Debido a que la muestra abarca 47 años, la presencia de cointegración entre las series podría interpretarse como la existencia de una relación de largo plazo entre las mismas.

El modelo VAR descrito por la ecuación 1 puede re-escribirse como un modelo vectorial de corrección de errores (VECM) de la forma:

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

donde $\Pi = -(I - \sum_{i=1}^p A_i)$ y $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$. Las propiedades del modelo de corrección de errores (VECM) dependen de las propiedades del polinomio característico $A(z)$ dado por:

$$A(z) = (1 - z)I_p - \Pi - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i (1 - z)z^i \quad (3)$$

Si $z = 1$ es una raíz del polinomio $A(z)$, entonces $|A(1)| = |\Pi| = 0$ y, por lo tanto el rango de Π no es completo y es igual a $r < n$. Este resultado implica que Π puede escribirse como $\Pi = \alpha\beta'$, donde α y β son matrices del orden $n \times r$ y con rango completo por columnas, y $\beta' X_t$ es una combinación lineal estacionaria. En este caso, se dice que las series cointegran y existen r vectores de cointegración. De esta forma, cuando las series cointegran es posible re-escribir el VECM como:

$$\Delta X_t = \alpha\beta' X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_p \Delta X_{t-p} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

A este VAR, que combina el nivel de X_t y sus primeras diferencias ΔX_t , se le denomina modelo vectorial de corrección de errores (VECM) o VAR cointegrado. Para determinar si existen r vectores de cointegración, Johansen (1996) propone dos pruebas estadísticas basadas en la estimación por máxima verosimilitud de 2 y en la construcción de estadísticos ratio de verosimilitud, denominadas prueba de la traza y prueba del valor máximo. Estas pruebas permiten determinar el rango de la matriz Π , el cual define el número de vectores de cointegración.¹² La aplicación de estas pruebas requieren que los errores del VAR se comporten bien: no autocorrelacionados, homocedásticos y con distribución normal.

En este trabajo se utiliza un modelo de dos variables que relaciona el nivel de actividad real y el nivel de intermediación o desarrollo financiero (bancario), es decir, X_t es de orden (2×1) . En particular, sea y_t el logaritmo del PBI real per cápita, $\log PBI_t$ y f_t el indicador de intermediación financiera, tal que $X_t = [y_t, f_t]'$. Si existe un vector de cointegración

¹²Ver Johansen (1996) para más detalles.

$[1, \beta_1]$ tal que $f_t - \beta_1 y_t$ es un proceso estacionario, entonces y_t y f_t cointegran y su representación VECM es:

$$\begin{aligned}\Delta f_t &= \alpha_1 + \alpha_f [f_{t-1} - \beta_1 y_{t-1}] + \sum_{i=1}^p \gamma_{21}^{(i)} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{22}^{(i)} \Delta f_{t-i} + \varepsilon_t^f \\ \Delta y_t &= \alpha_1 + \alpha_y [f_{t-1} - \beta_1 y_{t-1}] + \sum_{i=1}^p \gamma_{11}^{(i)} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{12}^{(i)} \Delta f_{t-i} + \varepsilon_t^y\end{aligned}$$

donde los errores ε_t^f y ε_t^y se comportan bien, es decir, no tienen autocorrelación, son homocedásticos y tienen distribución normal.

Al igual que en un modelo VAR para series que no cointegran, también es posible evaluar la dirección de la causalidad empírica en términos de predicción. En particular, es posible determinar si el nivel de actividad es débil o fuertemente exógeno para su parámetro de largo plazo β_1 . Si y_t es débilmente exógeno significa que y_t puede ser usado para hacer inferencias sobre β_1 y realizar predicciones condicionales de f_t un período adelante. Si y_t es fuertemente exógeno, entonces y_t puede ser usado para realizar predicciones condicionales de f_t más de un período adelante. De esta manera, por ejemplo, evaluar si y_t es débil o fuertemente exógena significa evaluar si el nivel de actividad ayuda a predecir el nivel de intermediación financiera.

De acuerdo con Hendry (1995), la exogeneidad débil de y_t puede determinarse evaluando la significancia estadística de α_y (el coeficiente de velocidad de ajuste en la ecuación de corrección de errores de y_t); en particular, si $\alpha_y = 0$, entonces y_t es débilmente exógena. Por otro lado, la exogeneidad fuerte de y_t requiere que se cumplan dos condiciones: (i) y_t sea débilmente exógena para su parámetro de largo plazo; y, (ii) Δf_t no causa en el sentido de Granger a y_t , es decir, $\gamma_{12}^{(1)} = \gamma_{12}^{(2)} = \dots = \gamma_{12}^{(p)} = 0$.

4.3. Choques transitorios y permanentes

Uno de los aspectos más interesantes de un sistema dinámico es la reacción de sus variables componentes ante un choque exógeno. Sin embargo, la identificación del “origen” de los choques es una tarea muy difícil o casi imposible (Cochrane, 1994). Más aún, la dificultad aumenta cuando las variables se mueven juntas en frecuencias bajas (Gonzalo y Ng, 2001). A pesar de esto, es posible identificar los choques en términos de sus efectos, es decir, si son transitorios o permanentes. Gonzalo y Ng (2001) proponen una metodología general para analizar los efectos dinámicos de choques transitorios y permanentes, la cual se utiliza en este trabajo y se describe a continuación.

Sean $\tilde{\eta}_t^P$ y $\tilde{\eta}_t^T$ dos vectores de orden $([n - r] \times 1)$ y $(r \times 1)$, respectivamente. Se dice que el vector de choques $\tilde{\eta}_t^P$ tiene efectos permanentes sobre el nivel de X_t si $\lim_{h \rightarrow \infty} \partial E_t(X_{t+h}) / \partial \tilde{\eta}_t^P \neq 0$. Por otro lado, se dice que el vector de choques $\tilde{\eta}_t^T$ tiene efectos transitorios sobre el nivel de X_t si $\lim_{h \rightarrow \infty} \partial E_t(X_{t+h}) / \partial \tilde{\eta}_t^T = 0$.

Dado que las variables contenidas en el vector X_t son $I(1)$, algunas de sus innovaciones deben tener, por definición, efectos permanentes sobre los niveles de las variables contenidas en X_t . Por ello, ΔX_t también puede escribirse como:

$$\Delta X_t = \tilde{D}(L) \tilde{\eta}_t \tag{5}$$

donde $\tilde{\eta}$ es de orden $(n \times 1)$, $\tilde{D}(L) = \tilde{D}_0 + \tilde{D}_1 + \tilde{D}_2 + \dots$ y $E(\tilde{\eta}\tilde{\eta}') = \Sigma$ es la matriz de varianzas y covarianzas del vector de choques $\tilde{\eta}$. En particular $\tilde{\eta}$ contiene $(n - r)$ choques permanentes, $\tilde{\eta}_t^P$, y r choques transitorios, $\tilde{\eta}_t^T$, los cuales pueden ser ordenados de la siguiente forma:

$$\tilde{\eta}_t = \begin{bmatrix} \tilde{\eta}_t^P \\ \tilde{\eta}_t^T \end{bmatrix}$$

La metodología de Gonzalo y Ng (2001) permite recuperar $\tilde{\eta}_t$ a partir de la información disponible en el VECM y se puede entender como un proceso de dos pasos. El primer paso consiste en expresar los errores originales en términos de un grupo de choques transitorios u_t^T y permanentes u_t^P no ortogonales. Para ello, se utiliza una matriz G no singular definida como $G' = [\alpha_\perp, \beta]$, con la cual se puede obtener:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} u_t^P \\ u_t^T \end{bmatrix} &= G\varepsilon_t \\ &= \begin{bmatrix} \alpha'_\perp \\ \beta' \end{bmatrix} \varepsilon_t \end{aligned}$$

donde $\alpha'_\perp \alpha = 0$, α'_\perp es de orden $(n - r) \times n$ y β' es de orden $(r \times n)$. La matriz G identifica completamente la tendencia y el ciclo de X_t , así como también las innovaciones subyacentes. Una implicancia de la descomposición $P - T$ es que:

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= C(L)\varepsilon_t \\ &= C(L)G^{-1}G\varepsilon_t \\ &= D(L)u_t \\ &= \begin{bmatrix} D_{11}(L) & D_{12}(L) \\ D_{21}(L) & D_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^P \\ u_t^T \end{bmatrix} \end{aligned}$$

debe ser tal que $D_{12}(1) = D_{22}(1) = 0$, donde $D_{12}(1)$ es de orden $(n - r) \times r$ y $D_{22}(1)$ es de orden $r \times r$. Esto significa que los choques transitorios no tienen efectos en el largo plazo sobre ΔX_t o X_t . El segundo paso consiste en identificar choques ortogonales. Si la descomposición de Cholesky de $cov(u_t) \equiv \Omega_u$ esta dada por $\Omega_u = H'H$, Gonzalo y Ng (2001) muestran que H permite relacionar los errores no ortogonales u_t y los errores ortogonales finales $\hat{\eta}_t$ de la siguiente forma:

$$\tilde{\eta}_t = H^{-1}u_t \tag{6}$$

De esta forma, la descomposición $P - T$ completa puede resumirse como sigue:

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= C(L)\varepsilon_t \\ &= C(L)G^{-1}G\varepsilon_t \\ &= C(L)G^{-1}HH^{-1}G\varepsilon_t \\ &= D(L)HH^{-1}u_t \\ &= \tilde{D}(L)\tilde{\eta}_t \\ &= \begin{bmatrix} \tilde{D}_{11}(L) & \tilde{D}_{12}(L) \\ \tilde{D}_{21}(L) & \tilde{D}_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tilde{\eta}_t^P \\ \tilde{\eta}_t^T \end{bmatrix} \end{aligned}$$

donde $\tilde{D}_{12}(1) = \tilde{D}_{22}(1) = 0$. La descomposición $P - T$ permite analizar la respuesta de cada variable del VAR ante choques transitorios y permanentes, así como también la contribución de cada choque a las fluctuaciones de cada variable.

5. Resultados econométricos

El Cuadro 4 muestra los resultados de las pruebas de especificación de los modelos VAR seleccionados para cada indicador financiero (panel superior) y las pruebas de cointegración de Johansen (panel inferior). En todos los casos, los errores se distribuyen normal, son homocedásticos¹³ y no presentan correlación serial. Dado esto, se procedió a aplicar la prueba de cointegración de la traza (Johansen, 1996).

Cuadro 4. *Análisis de cointegración entre el sistema financiero y el nivel de actividad.*

	Liquidez	Cuasidineró	Crédito
Análisis de los Residuos del VAR			
Autocorrelación:			
Prueba LM de Breusch-Godfrey			
Ho: No existe hasta el orden 1	0.38	0.33	0.88
Ho: No existe hasta el orden 2	0.57	0.34	0.36
Heterocedasticidad:			
Prueba de White			
Ho: Errores homocedásticos	0.04	0.31	0.19
Prueba ARCH-LM			
Ho: Errores homocedásticos vs. ARCH(1)	0.01	0.41	0.02
Ho: Errores homocedásticos vs. ARCH(2)	0.02	0.67	0.13
Normalidad:			
Prueba de Doornik-Hansen			
Ho: Errores normales	0.26	0.68	0.74
Número de Rezagos	1	4	3
Pruebas de cointegración			
Prueba de la traza			
Ho: 0 vectores de cointegración			
P-value	0.04	0.00	0.02
P-value ajustado (muestras pequeñas)	0.06	0.00	0.05
Ho: 1 Vector de cointegración			
P-value	0.55	0.80	0.46
P-value ajustado (muestras pequeñas)	0.56	0.80	0.48

Nota: Los números son los p-values de las pruebas correspondientes. El número de rezagos se determinó usando la prueba del ratio de verosimilitud (LR) y tomando en cuenta las pruebas de autocorrelación, heterocedasticidad y normalidad. Los resultados se basan en la información de la muestra completa (1965-2011) con excepción de *cuasidineró*, en cuyo caso sólo existe evidencia de cointegración para la submuestra 1980-2011.

¹³Sólo en el caso de *Liquidez* la tanto la varianza incondicional como la condicional no son constantes. En el caso de *Crédito*, sólo se evidencia heterocedasticidad del tipo ARCH(2). Sin embargo, la presencia de errores ARCH moderados como en este caso no tienen efectos importantes sobre la prueba de cointegración de Johansen, como se demuestra en Cavaliere y otros (2010).

El panel inferior del Cuadro 4 muestra las probabilidades del estadístico de la traza, las cuales sugieren la existencia de un vector de cointegración en todos los modelos seleccionados (al tomar en cuenta la probabilidad ajustada por el tamaño de muestra, *Liquidez* cointegra con el PBI real per cápita sólo al 10%). La existencia de un vector de cointegración entre cada indicador de intermediación bancaria y el PBI real per cápita confirma la existencia de una relación de largo plazo entre esas variables, lo cual implica que la evolución del sector real de la economía y la del sector financiero mantienen una relación estrecha e interactúan permanentemente.

Dado que el PBI real per cápita es una medida del ingreso real per cápita, la existencia de cointegración entre la evolución del sistema bancario y el PBI real per cápita sugiere que una mayor nivel de profundidad del sistema bancario esta asociado a un mayor ingreso real per cápita. Una posible interpretación de este resultado es que un mayor ingreso real per cápita de largo plazo implica un mayor número de agentes con acceso potencial al sistema bancario quienes, en equilibrio, harán uso de los servicios financieros disponibles. Al mismo tiempo, un mayor nivel de profundidad financiera facilita la inversión productiva y el consumo, lo cual se traduce en un mayor nivel de actividad real y crecimiento económico.

El Cuadro 5 contiene los resultados de la estimación de los vectores de cointegración (normalizados respecto del indicador de intermediación bancaria), los coeficientes de velocidad de ajuste y las pruebas de exogeneidad débil y fuerte. Primero, se observa que el coeficiente de largo plazo es positivo en todos los casos, lo cual implica que existe una relación positiva entre el nivel de actividad real y los indicadores de intermediación financiera.¹⁴ Segundo, los coeficientes de velocidad de ajuste sólo son significativos en las ecuaciones de corrección de errores de los indicadores financieros, lo cual indica que las desviaciones del equilibrio de largo plazo son corregidas por la dinámica del sistema bancario. En particular, se observa que la liquidez, el cuasidinero y el crédito corrigen en cada período 41 %, 63 % y 39 % de la desviación, respectivamente.

Al aplicar la prueba de exogeneidad débil (que es una prueba ratio de verosimilitud o LR), se confirma que los indicadores de intermediación financiera considerados no son débilmente exógenos (se rechaza la hipótesis nula de exogeneidad débil al 1 % de significancia) y, por lo tanto, los indicadores de intermediación financiera no son buenos predictores del nivel de actividad.

Por su parte, los resultados indican que el PBI real per cápita es un buen predictor del nivel de intermediación financiera, ya que no es posible rechazar la hipótesis nula de exogeneidad débil y fuerte en todos los casos. Este resultado sugiere que el PBI real per cápita tiene el potencial de ser usado por el regulador bancario para evaluar la adopción de medidas correctivas o prudenciales. Por ejemplo, si se proyecta un crecimiento moderado del producto y se observa que el crédito al sector privado aumenta muy por encima del

¹⁴En particular, un aumento permanente de 1% en el ingreso real per cápita esta asociado a un aumento permanente de 0.23 puntos porcentuales en el ratio liquidez/PBI (por ejemplo, pasa de 33.77 % a 34 %), de 0.11 puntos porcentuales en el ratio cuasidinero/PBI y de 0.02 puntos porcentuales en el ratio crédito/PBI.

Cuadro 5. *Estimación VECM y pruebas de exogeneidad.*

	Liquidez	Cuasidinero	Crédito
Estimación del VECM			
Vectores de cointegración			
Ingreso per-cápita	0.23	0.11	0.02
Estadístico t	-4.64	-2.96	-0.26
Coefficientes de velocidad de ajuste			
Indicador Financiero	-0.41	-0.63	-0.39
Estadístico t	-3.62	-4.23	-4.29
Crecimiento real per-cápita	0.41	0.61	-0.22
Estadístico t	1.47	1.26	-0.84
Pruebas de exogeneidad			
Exogeneidad Débil			
Ho: f es DE	12.23	19.00	17.63
P-value	0.00	0.00	0.00
Ho: y es DE	2.28	2.23	0.83
P-value	0.13	0.14	0.36
Exogeneidad Fuerte			
Ho: f es FE	1.58	4.20	3.73
P-value	0.21	0.38	0.29
Ho: y es FE	1.74	4.19	4.60
P-value	0.19	0.38	0.20

nivel predicho por la relación de largo plazo, entonces el regulador bancario debería estar alerta ante la posibilidad que surja un episodio de auge crediticio. Por otro lado, si se proyecta un crecimiento continuo del producto durante un período determinado, entonces un crecimiento continuo del crédito no debería ser preocupante.

Dada la existencia de 1 vector de cointegración, la metodología propuesta por Gonzalo y Ng (2001) permite identificar dos tipos de choques de acuerdo a la naturaleza de su impacto: uno transitorio y otro permanente. Sin embargo, no es posible determinar el origen de los choques de forma estructural, pues existen muchos eventos relacionados al PBI real per cápita y al nivel de intermediación financiera que pueden tener efectos transitorios y/o permanentes.

Los resultados de la estimación del impacto de choques transitorios y permanentes sobre la dinámica del producto y del sistema bancario se muestran en el Cuadro 6. Primero, al analizar el impacto de largo plazo de los choques normalizado respecto al efecto mayor (primer panel del Cuadro 6), se observa que los choques permanentes tienen efectos más importantes sobre el PBI real per cápita que sobre el sistema financiero, tanto contemporáneamente como en el largo plazo. Específicamente, el impacto de largo plazo de un choque permanente sobre el producto es casi 4 veces mayor que el impacto sobre la liquidez. Además, el impacto contemporáneo de un choque permanente es positivo en todos los casos considerados. Por su parte, los choques transitorios tienen efectos contem-

poráneos más importantes sobre los indicadores de intermediación bancaria que sobre el PBI real per cápita. Además, el efecto de los choques transitorios sobre los indicadores de intermediación financiera es negativo y tienden a cero, mientras que en el caso del producto el efecto es positivo en todos los casos y también tiende a cero.

Cuadro 6. *Impacto de choques transitorios y permanentes en el modelo VEC*

	Liquidez		Cuasidinero		Crédito	
	Trans	Perm	Trans	Perm	Trans	Perm
Impacto de largo plazo						
(normalizado)						
Indicador financiero	-0.00	0.23	0.00	0.11	0.00	0.01
Ingreso per cápita	-0.00	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00
Impacto Contemporáneo						
Indicador financiero	-1.67	0.98	-1.21	0.81	-1.52	0.10
Ingreso per cápita	1.64	4.37	1.17	4.56	-0.87	4.37
Impacto de largo plazo						
Indicador financiero	-0.00	1.90	0.00	0.95	0.00	0.11
Ingreso per cápita	0.00	8.10	0.00	8.52	0.00	6.58

Nota: Trans y Perm indican que los choques son transitorios y permanentes, respectivamente. En el caso del indicador financiero, el impacto está medido en puntos porcentuales, mientras que para el caso del PBI real per cápita está medido en porcentajes.

El análisis de la *descomposición de la varianza* que se muestra en el Cuadro 7 indica que los choques permanentes son los que más contribuyen en la explicación de las fluctuaciones del PBI real per cápita, por encima de 90 % tanto en el corto como en el largo plazo. Por su parte, los choques transitorios son los que más contribuyen en la explicación de las fluctuaciones en la evolución del sistema financiero bancario en el corto plazo, especialmente en el horizonte de 1 a 3 años; sin embargo, en el largo plazo las fluctuaciones en el sistema financiero bancario son explicadas por los choques permanentes.

Los resultados de las pruebas de exogeneidad, las respuestas dinámicas ante choques transitorios y permanentes y la descomposición de la varianza pueden ser utilizados para intentar una mejor interpretación de los choques. Debido a que es débilmente exógeno, el PBI real per cápita no reacciona ante desviaciones del equilibrio (choques transitorios) y, por ende, sólo puede ser afectado por choques permanentes. Debido a esto, en este caso es posible identificar un choque permanente como un “promedio de choques” que afectan de forma más directa al nivel de actividad real (ingreso real per cápita). Estos choques pueden ser de política fiscal, productividad, tecnológicos, términos de intercambio, exportaciones, entre otros.

La interpretación de los choques transitorios es más complicada. Los resultados sugieren que es posible interpretar un choque transitorio como un “promedio de choques” que afectan las fluctuaciones de hasta 3 años de los indicadores financieros. Dado ese horizonte temporal, los choques transitorios pueden relacionarse a cambios en la política monetaria, entradas o salidas repentinas de capitales que pueden tener efectos sobre la liquidez

Cuadro 7. *Descomposición de la varianza utilizando choques transitorios y permanentes*

Períodos	Liquidez		PBI real	
	Transitorio	Permanente	Transitorio	Permanente
1	97.1	2.9	0.0	100.0
2	88.0	12.0	0.0	100.0
3	71.8	28.2	0.4	99.6
4	55.7	44.3	1.9	98.1
5	44.4	55.6	4.2	95.8
10	27.6	72.4	9.4	90.6
40	16.1	83.9	11.6	88.4

Períodos	Cuasidinero		PBI real	
	Trans	Perm	Trans	Perm
1	89.0	11.0	0.0	100.0
2	88.0	12.0	0.0	100.0
3	56.4	43.6	1.0	99.0
4	30.0	70.0	4.3	95.7
5	21.4	78.6	5.8	94.2
10	16.8	83.2	6.3	93.7
40	11.2	88.8	6.2	93.8

Períodos	Crédito		PBI real	
	Trans	Perm	Trans	Perm
1	93.3	6.7	0.0	100.0
2	80.1	19.9	1.3	98.7
3	55.8	44.2	3.4	96.6
4	39.6	60.4	3.0	97.0
5	31.1	68.9	2.5	97.5
10	30.0	70.0	2.3	97.7
40	28.4	71.6	3.6	96.4

Nota: Los números representan la contribución (en porcentajes) de cada choque en la varianza de la variable correspondiente.

de la economía, modificaciones en la regulación bancaria, choques de inflación, entre otros.

En resumen, los resultados del análisis de los choques transitorios y permanentes sugieren que la evolución de largo plazo del sector bancario ha sido el reflejo de lo que ha pasado en el sector real de la economía. Por lo tanto, resulta importante que la regulación bancaria permita que el nivel de intermediación financiera bancaria sea consistente con la evolución del nivel de actividad real. En particular, las políticas reales dirigidas hacia un incremento persistente del producto (choques permanentes) deberían ser complementadas con políticas financieras que permitan lograr un mayor nivel de intermediación financiera, como por ejemplo aquellas orientadas hacia la mayor inclusión financiera.

6. Conclusiones

El objetivo principal del presente trabajo ha sido analizar empíricamente la relación dinámica entre el sistema financiero y el nivel de actividad real en el Perú. Para tal fin, y dada la importancia del sector bancario dentro del sistema financiero peruano, se

utilizó información anual para el período 1965-2011 y tres indicadores tradicionales de intermediación financiera asociados al sistema bancario: crédito/PBI, cuasidinero/PBI, liquidez/PBI. Dada la naturaleza de los datos y el tamaño de la muestra, el análisis se basa en la estimación de vectores autoregresivos (VAR) cointegrados y en la identificación de choques transitorios y permanentes.

Los principales resultados obtenidos son: (i) existe una relación de largo plazo entre la evolución del sistema bancario y el PBI real per cápita; (ii) el PBI real per cápita contribuye a predecir la evolución del sistema bancario; (iii) un choque permanente tiene efectos más importantes sobre el PBI real per cápita y sobre el sistema bancario que un choque transitorio; y, (iv) las fluctuaciones del PBI real per cápita están asociadas principalmente a choques permanentes, mientras que en el corto plazo las fluctuaciones en la evolución del sistema bancario están explicadas principalmente por choques transitorios.

Dado que el PBI real per cápita es una medida del ingreso real per cápita, la existencia de cointegración entre la evolución del sistema bancario y el PBI real per cápita sugiere que una mayor nivel de profundidad del sistema bancario esta asociado a un mayor ingreso real per cápita. Una posible interpretación de este resultado es que un mayor ingreso real per cápita de largo plazo implica un mayor número de agentes con acceso potencial al sistema bancario quienes, en equilibrio, harán uso de los servicios financieros disponibles. Al mismo tiempo, un mayor nivel de profundidad financiera facilita la inversión productiva y el consumo, lo cual se traduce en un mayor nivel de actividad real y crecimiento económico.

Si bien se han identificado choques en términos de sus efectos (uno transitorio y otro permanente), no ha sido posible determinar exactamente su origen. Sin embargo, los choques permanentes pueden ser interpretados como un “promedio de choques” asociados al comportamiento del ingreso per cápita (medido a través del PBI real per cápita), mientras que los choques transitorios pueden ser interpretados como un “promedio de choques” que son importantes para explicar las fluctuaciones de hasta 3 años de los indicadores bancarios.

En términos de las implicancias de política económica, los resultados indican que el PBI real per cápita podría ser usado por el regulador bancario para evaluar la adopción de medidas correctivas o prudenciales relacionadas los diferentes indicadores de intermediación financiera. Además, el análisis de los choques transitorios y permanentes sugiere que la evolución de largo plazo del sector bancario ha sido el reflejo de lo que ha pasado en el sector real de la economía. Por lo tanto, resulta importante que la regulación bancaria sea tal que permita que el nivel de intermediación financiera bancaria sea consistente con la evolución del nivel de actividad real. En particular, las políticas reales dirigidas hacia un incremento persistente del producto (choques permanentes) deberían ser complementadas con políticas financieras que permitan lograr un mayor nivel de intermediación financiera, como por ejemplo aquellas orientadas hacia la mayor inclusión financiera.

Finalmente, cabe señalar que si bien el PBI real per cápita puede ser usado por el regulador bancario como predictor de la evolución del sistema financiero bancario, su uso

requiere que esta predicción sea precisa. Para ello, es importante evaluar la capacidad predictiva fuera de la muestra de diferentes modelos de predicción basados en el PBI real per cápita, lo cual queda pendiente para un estudio futuro.

Referencias

- Ang, James. 2008. "A survey of recent developments in the literature of finance and growth." *Journal of Economic Surveys* 22(3): 536-576.
- Ang, James. 2009. "Financial development and the FDI-growth nexus: the Malaysian experience." *Applied Economics* 41(13): 1595-1601.
- Ang, James B. y Warwick J. McKibbin. 2007. "Financial liberalization, financial sector development and growth: evidence from Malaysia." *Journal of Development Economics* 84(1): 215-233.
- Arestis, Philip y Panicos Demetriades. 1997. "Financial development and economic growth: assessing the evidence." *Economic Journal* 107(442): 783-799.
- Arestis, Philip, Panicos O. Demetriades y Kul B. Luintel. 2001. "Financial development and economic growth: The role of stock markets." *Journal of Money, Credit and Banking* 33(1): 16-41.
- Bagehot, Walter. 1873. *Lombard Street*. Homewood, IL: Irwin.
- Becsi, Zsolt y Ping Wang. 1997. "Financial Development and Growth." *Economic Review* 82(4): 46-62.
- Bell, Clive y Peter L. Rousseau. 2001. "Post-independence India: a case of finance-led industrialization?" *Journal of Development Economics* 65(1): 153-175.
- Bojanic, Antonio. 2012. "The Impact of Financial Development and Trade on the Economic Growth of Bolivia." *Journal of Applied Economics* 15(1): 51-70.
- Caporale, Guglielmo M., Peter Howells y Alaa M. Soliman. 2005. "Endogenous Growth Models and Stock Market Development: Evidence from four Countries." *Review of Development Economics* 9(2): 166-176.
- Cavaliere, Giuseppe, Anders Rahbek y A.M. Robert Taylor. 2010. "Cointegration rank testing under conditional heteroskedasticity." *Econometric Theory* 26(6): 1719-1760.
- Choe, Chongwoo e Imad A. Moosa. 1999. "Financial system and economic growth: the Korean experience." *World Development* 27(6): 1069-1082.
- Cochrane, John. 1994. "Shocks." NBER Working Paper 4689.
- Demetriades, Panicos O. y Khaled A. Hussein. 1996. "Does financial development cause economic growth? Time-series evidence from 16 countries." *Journal of Development Economics* 51(2): 387-411.
- Demetriades, Panicos O. y Kul B. Luintel. 1996. "Financial development, economic growth and banker sector controls: evidence from India." *Economic Journal* 106(435): 359-374.
- Demetriades, Panicos O. y Kul B. Luintel. 1997. "The direct costs of financial repression: evidence from India." *Review of Economics and Statistics* 79(2): 311-320.

- Elliott, Graham, Thomas Rothenberg y James H. Stock. 1996. "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root." *Econometrica* 64(4): 813-836.
- Gertler, Mark. 1988. "Financial structure and agregate economic activity: An overview." *Journal of Money, Credit, and Banking* 20(3): 559-588.
- Goldsmith, Raymond. 1969. *Financial Structure and Development*. Nex Have, CT: Yale University Press.
- Gonzalo, Jesús y Serena Ng. 2001. "A systematic framework for analyzing the dynamic effects of permanent and transitory shocks." *Journal of Economic Dynamics and Control* 25(10): 1527-1546.
- Granger, Clive y Jin-Lung Lin. 1995. "Causality in the Long Run." *Econometric Theory* 11(3): 530-536.
- Gupta, Kanhaya Lal. 1984. *Finance and Economic Growth in Developing Countries*. London: Croom Helm.
- Gurley, John y Edward Shaw. 1955. "Financial Aspects of Economic Development." *American Economic Review* 45(3): 515-538.
- Guzman, M. 1995. "Relaciones de Causalidad entre el Desarrollo del Sector Financiero y Crecimiento Económico. Perú: 1968-1991." *Pontificia Universidad Católica del Perú*. Facultad de Ciencias Sociales. Tesis.
- Hamilton, James. 1994. *Time Series Analysis*. New Jersey, USA: Princeton University Press.
- Hausmann, Ricardo, Dani Rodrik y Andrés Velasco. 2005. "Growth Diagnostics." Center for International Development, Harvard University.
- Hendry, David. 1995. *Dynamic Econometrics*. Oxford: Oxford University Press.
- Johansen, Soren. 1996. *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Segunda edición. New York: Oxford University Press.
- Jung, Woo. 1986. "Financial development and economic growth: international evidence." *Economic Development and Cultural Change* 34(2): 333-346.
- King, Robert G. y Ross Levine. 1993a. "Finance, Entrepreneurship, and Growth: Theory and Evidence." *Journal of Monetary Economics* 32(3): 513-542.
- King, Robert G. y Ross Levine. 1993b. "Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right." *Quarterly Journal of Economics* 108(3): 717-737.
- Kiyotaki, Nobuhiro y John H. Moore. 1997. "Credit Cycles." *Journal of Political Economy* 105(2): 211-248.
- Levine, Ross. 1997. "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda." *Journal of Economic Literature* 35(2): 688-726.

- Levine, Ross. 1998. "The Legal Environment, Banks, and Long-Run Economic Growth." *Journal of Money, Credit and Banking* 30(3): 688-726.
- Levine, Ross. 1999. "Law, Finance, and Economic Growth." *Journal of Financial Intermediation* 8(1-2): 8-35.
- Levine, Ross. 2005. "Finance and Growth: Theory and Evidence." En *Handbook of Economic Growth Volume 1*, editado por Philippe Aghion y Steven Durlauf, 865-934. Amsterdam: Elsevier, North-Holland.
- Luintel, Kul B. y Mosahid Khan. 1999. "A quantitative reassessment of the finance growth nexus: evidence from a multivariate VAR." *Journal of Development Economics* 60(2):381-405.
- McKinnon, Ronald. 1973. *Money and Capital in Economic Development*. Washington, DC: The Brookings Institution.
- Neusser, Klauss y Maurice Kugler. 1998. "Manufacturing Growth and Financial Development: Evidence from OECD Countries." *Research in International Business and Finance* 80(4): 638-646.
- Ng, Serena y Pierre Perron. 2001. "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power." *Econometrica* 69(6): 1519-1554.
- Patrick, Hugh. 1966. "Financial development and economic growth in underdeveloped countries." *Economic Development and Cultural Change* 14(2): 174-189.
- Quadrini, Vincenzo. 2011. "Financial Frictions in Macroeconomic Fluctuations." *Economic Quarterly* 97(3): 209-254.
- Raju, Sudhakar y Brian Fitzpatrick. 2010. "Financial Market Development, Economic Development and Growth Diagnostics: An Application to Peru." *International Business and Economics Research Journal* 9(9): 1-14.
- Robinson, Jan. 1952. *The generalization of the general theory*. En *The Rate of Interest and Other Essays*. London: MacMillan.
- Rousseau, Peter L. y Paul Wachtel. 1998. "Financial intermediation and economic performance: Historical evidence from five industrial countries." *Journal of Money, Credit and Banking* 30(4): 657-678.
- Rousseau, Peter. 1999. "Finance, investment, and growth in Meiji-era Japan." *Japan and World Economy* 11(2): 185-198.
- Rousseau, Peter y Dadanee Vuthipadadorn. 2005). "Finance, investment, and growth: time series evidence from 10 Asian economies." *Journal of Macroeconomics* 27(1): 87-106.
- Schumpeter, Joseph. 1912. *Theorie der wirtschaftlichen Entwicklung*. Leipzig: Dunker and Humblot. *The Theory of Economic Development: An Inquiry into Profits, Capital, Credit, Interest, and the Business Cycle*. Translated by translated by Opie. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1934.

- Shaw, Edward. 1973. *Financial Deepening in Economic Development*. New York: Oxford University Press.
- Sims, Christopher. 1980. "Macroeconomics and Reality." *Econometrica* 48(1): 1-48.
- Sims, Christopher, James H. Stock y Mark Watson. 1990. "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots." *Econometrica* 58(1): 113-144.
- Smith, Adam. 1776. *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*. London: W. Stahan and T. Cadell.
- Toda, Hiro Y. y Peter C. B. Phillips. 1993. "Vector autoregression and causality." *Econometrica* 61(6): 1367-1393.
- Toda, Hiro Y. y Taku Yamamoto. 1995. "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes." *Journal of Econometrics* 66(1-2): 225-250.
- Thangavelu, Shandre M. y James Ang. 2004. "Financial development and economic growth in Australia: an empirical analysis." *Empirical Economics* 29(2): 247-260.
- Thorton, John. 1996. "Financial deepening and economic growth developing economics." *Applied Economics Letters* 3(4): 243-246.
- Xu, Zhenhui. 2000. "Financial development, investment and growth." *Economic Inquiry* 38(2): 331-344.

APÉNDICES

A. Estudios empíricos basados en series de tiempo

Cuadro A-1. *Estudios basados en Series de Tiempo: Ecuaciones dinámicas y VAR con series estacionarias*

Autor(es)	País(es)/período	Metodología	Resultados
Gupta (1984)	14 países desarrollados para el período 1960-1995	Causalidad a la Sims.	En la mayoría de los casos la dirección de causalidad va de desarrollo financiero hacia crecimiento económico.
Jung (1986)	37 economías en desarrollo y 19 economías desarrolladas	Causalidad a la Granger	La creación de instituciones financieras conduce a un mayor crecimiento mediante la transferencia del ahorro.
Guzman (1995)	Perú, datos anuales, 1968-1991.	Causalidad a la Granger	El desarrollo del sistema financiero en el Perú fortalece su sistema productivo mediante la estimulación del ahorro y la inversión.
Thornton (1996)	22 economías desarrolladas (Asia, América Latina y el Caribe)	Causalidad a la Granger	No hay evidencia clara de un efecto positivo o negativo del desarrollo financiero sobre crecimiento económico.
Choe y Moosa (1999)	Korea, datos anuales, 1970-1992	Causalidad a la Granger y pruebas no anidadas	El desarrollo financiero antecede al crecimiento económico. Intermediarios financieros son más importantes que el mercado de capitales.
Xu (2000)	41 países en desarrollo para el período 1960-1993	VAR estacionario, análisis de impulso respuesta e identificación Cholesky	Existe evidencia de que el desarrollo financiero tiene efectos persistentes sobre el crecimiento económico.

Cuadro A-2. Estudios basados en series de tiempo: VAR en niveles con series no estacionarias

Autor(es)	País(es)/período	Metodología	Resultados
Neusser y Kugler (1998)	13 países de la OECD para el período 1970-1991.	VAR en niveles (series cointegradas) y pruebas de Causalidad a la Granger; causalidad de largo plazo de Granger y Lin (1995).	Se evidencia una relación de largo plazo entre la tasa de crecimiento de la manufactura y el desarrollo financiero para la mayoría de países.
Rousseau y Wachtel (1998)	5 países industrializados para el período 1870-1929.	VAR en niveles (series cointegradas) y pruebas de causalidad a la Granger.	Existe una relación de largo plazo y positiva entre desarrollo financiero y crecimiento económico.
Rousseau (1999)	Japón para el período 1890-1913.	VAR en niveles (series cointegradas) y pruebas de Causalidad a la Granger según Sims y otros (1990).	Se evidencia una relación fuerte y positiva entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico
Caporale y otros (2005)	Chile, Korea, Malasia y Filipinas, datos trimestrales, 1979T1-1988T4	VAR en niveles (series no necesariamente cointegradas) y causalidad a la Granger según Toda y Yamamoto (1995).	El desarrollo financiero antecede al crecimiento económico. Intermediarios financieros son más importantes que el mercado de capitales.

Cuadro A-3. Estudios basados en series de tiempo: VECM y pruebas de exogeneidad

Autor(es)	País(es)/período	Metodología	Resultados
Demetriades y Luintel (1996)	India, datos anuales, 1961-1991.	ECM y pruebas de exogeneidad débil.	El desarrollo financiero y el nivel de actividad se determinan mutuamente.
Demetriades y Luintel (1997)	India, datos anuales, 1960-1991.	ECM y pruebas de exogeneidad débil.	El desarrollo financiero y el nivel de actividad se determinan mutuamente.
Arestis y Demetriades (1997)	16 países, datos trimestrales, 1979T1-1991T4.	VECM y pruebas de exogeneidad débil.	Las pruebas de causalidad varían entre países.
Arestis y otros (2001)	5 economías desarrolladas para el período 1972-1998	VECM y pruebas de exogeneidad débil.	Existe una relación de largo plazo y positiva entre el desarrollo financiero y el producto. Las pruebas de exogeneidad débil presentan resultados diversos para cada país.
Ang y McKibbin (2007)	Malasia, datos anuales para el período 1960-2001	VECM, pruebas de exogeneidad débil y fuerte.	El crecimiento económico lidera al desarrollo financiero pero no viceversa.
Ang (2009)	Malasia, datos anuales para el período 1965-2004	VECM, pruebas de exogeneidad débil y fuerte	El desarrollo financiero tiene un efecto positivo sobre el producto.

Cuadro A-4. Estudios basados en series de tiempo: VAR en niveles y VECM

Autor(es)	País(es)/período	Metodología	Resultados
Demetriades y Hussein (1996)	16 países en desarrollo y desarrollados.	VECM, pruebas de exogeneidad débil y fuerte; VAR en niveles y causalidad a la Granger; VAR en diferencias y causalidad a la Granger.	Existe poca evidencia de que el desarrollo financiero lidere el crecimiento económico. Mayor evidencia a favor de doble causalidad.
Luintel y Khan (1999)	10 países en desarrollo, datos anuales.	VECM y prueba de exogeneidad débil; VAR en niveles (series cointegradas) y causalidad de largo plazo según Toda y Phillips (1993).	Existe una relación de largo plazo entre el producto y el desarrollo financiero y doble causalidad.
Bell y Rousseau (2001)	India, datos anuales, 1951-1995.	VAR en niveles (series cointegradas), causalidad a la Granger, análisis impulso-respuesta con ordenamiento Cholesky (basado en causalidad); VECM y pruebas de exogeneidad débil.	El sector financiero estatal es importante para estimular el desempeño de la economía.
Thangavelu y Ang (2004)	Australia, datos trimestrales para período 1960-1999	VAR en niveles y causalidad a la Granger; VECM y causalidad a la Granger.	El crecimiento económico causa a la Granger al desarrollo financiero, medido como intermedio financiero. Los mercados financieros causan a la Granger el crecimiento económico.
Rousseau y Vuthipadadorn (2005)	10 países asiáticos, datos anuales, 1950-2000.	VAR en niveles (series no cointegradas), causalidad a la Granger según Toda y Yamamoto (1995); VAR en niveles (series cointegradas), causalidad a la Granger, descomposición de la varianza; VECM y exogeneidad débil.	Evidencia débil sobre el papel de factores financieros en la expansión económica.
Bojanic (2012)	Bolivia para el período 1940-2010	VECM y causalidad a la Granger; VAR en niveles y causalidad a la Granger	Existe una relación de largo plazo entre desarrollo financiero, pbi real y apertura comercial. El desarrollo financiero y la apertura comercial causan a la Granger al crecimiento económico.