

Ensayos Económicos

El uso de las tasas de interés como instrumento de política monetaria: efectos reales, feedbacks positivos y discontinuidades

Mark Setterfield

Intensidad de la competencia y parámetros de conducta en el sector bancario hondureño

Germán Coloma

La caída de la participación de los ingresos del trabajo en las economías avanzadas

Ángel Estrada y Eva Valdeolivas

Indicadores del mercado accionario y actividad económica. Alguna evidencia para la Argentina

Luis N. Lanteri

70

Junio de 2014



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Indicadores del mercado accionario y actividad económica. Alguna evidencia para la Argentina

Luis N. Lanteri*

Banco Central de República Argentina

Resumen

Este trabajo examina las relaciones de largo plazo entre los principales indicadores del mercado accionario y la actividad económica, en el caso de la Argentina. Se emplean tests de causalidad de Granger y de exogeneidad basados en modelos de VEC (vector de corrección de errores), con datos mensuales, que cubren el período enero de 1993 - agosto de 2010. Los resultados muestran que los principales índices accionarios correspondientes al Mercado de Valores de Buenos Aires (MERVAL25 y BURCAP) causan en sentido de Granger al estimador de actividad económica (EMAE) y podrían considerarse variables exógenas (débil y fuerte). Ambos índices bursátiles podrían servir para anticipar los movimientos futuros del estimador mensual de actividad económica.

Clasificación JEL: C32, E31, E37.

Palabras clave: actividad económica, Argentina, causalidad de Granger, exogeneidad, indicadores del mercado accionario, modelos de VEC.

* Se agradecen los comentarios recibidos y, en especial, los de Marcelo Dabós (Universidad de Belgrano), H. Aguirre (Gerencia Principal de Investigaciones Económicas. BCRA) y dos referís anónimos. Las opiniones vertidas en el presente documento no se corresponden necesariamente con las del BCRA o sus autoridades. Email: llanteri@bcra.gov.ar.

Stock Market Indicators and Economic Activity. Some Evidence for Argentina

Luis N. Lanteri

Central Bank of Argentina

Summary

This paper examines the long-term relationships between the main indicators of stock market and economic activity, in the case of Argentina. The paper employ Granger causality and exogeneity tests based on VEC models (vector error correction), with monthly data covering the period 1993:1-2010:8. The results show that the main stock indexes of Buenos Aires Stock Exchange Market (MERVAL25 and BURCAP) Granger cause to the estimator of economic activity (EMAE) and that these indexes could be considered exogenous variables (weak and strong). Both stock indexes could be used to anticipate future movements in the monthly indicator of economic activity.

JEL: C32, E31, E37.

Keywords: Argentina, economic activity, exogeneity, Granger causality, stock market indicators, VEC models.

I. Introducción

El mercado accionario argentino ha experimentado un notable crecimiento en las últimas dos décadas. Durante dicho período, el índice con ponderadores por capitalización bursátil creció a una tasa acumulativa superior al 18% anual.¹ Paralelamente, la economía experimentó en este lapso (aunque con algunos altibajos y caídas como la crisis 2001-2002) un importante incremento en el producto doméstico.

Los mercados financieros, y en particular los accionarios, podrían estar relacionados con la evolución de la actividad económica y, en alguna medida, con el crecimiento de largo plazo de la economía.

La idea que sostiene que el desarrollo financiero promueve el crecimiento se origina en Schumpeter (1912), mientras otros economistas han analizado esta relación y sugerido que el desarrollo financiero podría impactar en el crecimiento económico (Goldsmith, 1969; Mckinnon, 1973; Shaw, 1973).

No obstante, podría argumentarse que, en el caso particular de la Argentina, el mercado accionario no constituye la fuente principal de financiamiento de las empresas (especialmente para las medianas y pequeñas), ya que las mismas se fondean en gran medida a través de la emisión de obligaciones negociables, préstamos bancarios, crédito de proveedores, fondos propios, etc. Debido a ello, tal vez resulte más apropiado pensar en los índices bursátiles como indicadores adelantados de la actividad económica, o del indicador de actividad.

La mayoría de los Bancos Centrales suelen contar con herramientas analíticas que permiten inferir la existencia de presiones de demanda y/o de oferta en la economía. Algunas de estas herramientas están dadas por variables no observables, tales como la brecha del producto y el producto potencial, que tratan de determinar la evolución de precios y salarios.

Una alternativa al empleo de estas variables no observables lo constituyen algunos indicadores que posibilitan inferir, en forma preferentemente adelantada, el comportamiento del nivel de actividad (y, de esta forma, la existencia de presiones de demanda y/o de oferta en la economía).

¹ Corresponde al período 1993-2010 (promedios anuales), para el índice BURCAP del Mercado de Valores de Buenos Aires. El índice MERVAL25, con ponderadores por liquidez, creció a una tasa acumulativa anual más baja en dicho período.

Sobre el particular, algunos autores encuentran que determinados índices, o componentes principales, serían útiles para predecir el comportamiento del nivel de actividad económica. Entre ellos podrían mencionarse los trabajos de Fiorito y Kollintzas (1992), Reserva Federal de Chicago (2000), Stock y Watson (2002), Jorrat (2005) y Elosegui *et al.* (2008), quienes analizan las relaciones entre diversos indicadores y el producto, o el ciclo del producto.

Dentro de la metodología de los indicadores adelantados del producto, estos autores abordan diferentes líneas para anticipar la actividad económica. Mientras que Jorrat (2005) clasifica las series económicas en líderes, rezagadas o coincidentes, según su comportamiento en torno al ciclo, utilizando datos mensuales para la Argentina; el indicador CFNAI de la Reserva Federal de Chicago emplea la técnica de componentes principales y Elosegui *et al.* (2008) consideran la variante de componentes principales y técnicas de cointegración, a efectos de anticipar, o adelantar, el comportamiento de la actividad económica. En este último caso, se realiza un análisis de exogeneidad débil a partir de modelos de VEC, para validar el modelo condicional, que permite corroborar una relación consistente y unidireccional entre el indicador construido y el PIB real de la Argentina.²

El trabajo tiene dos objetivos: en primer lugar examinar las relaciones de largo plazo entre los principales indicadores bursátiles y la actividad económica. Por otro, realizar las pruebas de causalidad y de exogeneidad entre estos índices accionarios y el indicador de actividad económica (EMAE), a partir del análisis de cointegración. Las estimaciones utilizan datos mensuales, que abarcan el período enero de 1993 - agosto de 2010, y emplean índices accionarios con ponderadores por liquidez y por capitalización bursátil.³

Alternativamente, se emplean también las razones entre los índices accionarios y el nivel de actividad (MERVAL25/EMAE y BURCAP/EMAE), las que

² Para Elosegui *et al.* (2008) los componentes principales considerados resultan ser indicadores adelantados del ciclo económico, a la vez que permiten estimar la posible presencia de presiones inflacionarias en la economía.

³ Entre los trabajos que analizan el sector accionario para Argentina, Alfonso *et al.* (2002) consideran un panel de veinticuatro economías, correspondientes a países desarrollados y en desarrollo, y obtienen una correlación positiva y significativa entre la capitalización bursátil y el crecimiento del producto, en los casos donde el sistema financiero prevalece como fuente del financiamiento de las economías, mientras que el efecto del crédito bancario sobre el crecimiento sería siempre positivo al margen del sistema financiero predominante (para las economías en desarrollo solo el crédito sería significativo). Dapena (2009) investiga el papel del mercado de capitales en el crecimiento y observa que si la liquidez, en el mercado accionario argentino, fuese equiparable a la media de un conjunto de países latinoamericanos, la tasa de crecimiento del PIB real podría llegar a incrementarse hasta en un punto y medio anual.

estarían captando de alguna forma la evolución del tamaño del mercado, para verificar la existencia de relaciones de largo plazo con el indicador de actividad económica EMAE.

La metodología empleada en el trabajo se enmarca dentro de la técnica de indicadores adelantados de la actividad económica.

El resto del trabajo se desarrolla de la siguiente manera: en la Sección II, se realiza el análisis de las series de tiempo utilizadas en las estimaciones, para determinar la existencia de relaciones entre los indicadores bursátiles y la actividad económica. En la Sección III, se describen los resultados encontrados a partir de los modelos de VEC (vector de corrección de errores), mientras que en la última sección se comentan las principales conclusiones del trabajo.

II. Series consideradas en las estimaciones

Las estimaciones realizadas en el trabajo, destinadas a analizar las relaciones de largo plazo entre los índices bursátiles y el indicador de actividad económica, se basan en modelos de VEC. A tal efecto, se utilizan datos de periodicidad mensual.

Los principales índices bursátiles correspondientes a la economía Argentina, registraron una importante expansión, en particular en la última década. En efecto, tanto el índice accionario con ponderadores por liquidez (MERVAL25), como el que emplea ponderadores por capitalización bursátil (BURCAP), mostraron un comportamiento creciente a partir del año 2002, con excepción de la crisis que hizo epicentro en el año 2008. A partir de 2009 los mercados accionarios volvieron a crecer, superando incluso los niveles observados con anterioridad a la crisis *subprime*.

El índice MERVAL25 está compuesto por las veinticinco acciones más representativas en términos de liquidez que cotizan en el Mercado de Valores de Buenos Aires (índice base fin de diciembre de 2002=525). La canasta de acciones que componen el índice cambia cada tres meses, de acuerdo a la participación de las empresas en el volumen negociado y en la cantidad de operaciones de los últimos seis meses.

El índice BURCAP (índice base fin de diciembre de 2002=426) está integrado por las mismas empresas incluidas en el Merval. En este caso cambia la ponderación de las empresas, ya que la participación de cada una en el índice es proporcional a la capitalización bursátil en la fecha base. Por tanto, el BURCAP es un índice accionario con ponderadores por capitalización bursátil y no por liquidez, como los índices Merval, o Merval25.

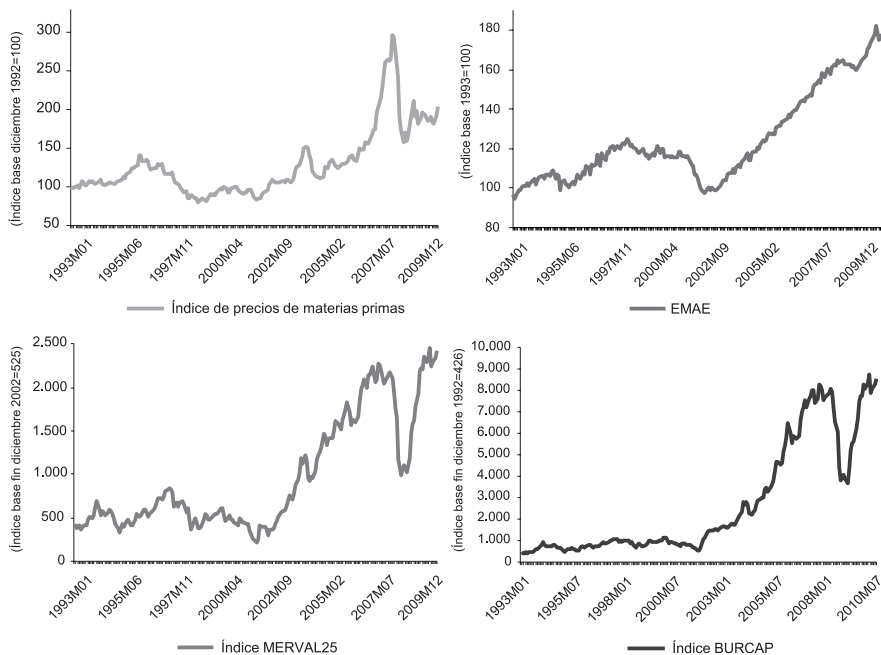
En las últimas dos décadas la economía Argentina experimentó un importante crecimiento. A comienzos de los años noventa se implementó el Plan de Convertibilidad, que estableció un tipo de cambio fijo y convertible frente al dólar estadounidense. La reducción de la inflación lograda en ese período, la introducción de algunas reformas estructurales y el aumento de la inversión en particular en infraestructura permitieron alcanzar elevadas tasas de crecimiento durante los primeros años de esa década. Sin embargo, la rigidez y apreciación del tipo de cambio que imponía este programa, junto con la caída de los precios internacionales de los productos exportables, la devaluación en Brasil, el elevado nivel de deuda externa, la recesión que sufría la economía desde 1998 y la dificultad para hacer frente a los compromisos externos contribuyeron a la caída del régimen de Convertibilidad hacia finales de 2001. Con posterioridad a la crisis externa, que impulsó un tipo de cambio mucho más depreciado que el vigente durante la década de los noventa, mejoraron las condiciones internacionales y los términos del intercambio externos, lo que permitió experimentar un período de elevadas tasas de crecimiento durante varios años. Mientras que entre 1993 y 2001 la economía creció al 1,4% anual acumulativo, entre este último año y 2010 la tasa de crecimiento fue de alrededor del 5,4% anual (estimado con el PIB real anual).

Como puede verse en el Gráfico 1, el índice de precios de las principales materias primas exportables y el estimador mensual de actividad económica (EMAE, base 1993=100) registraron un importante crecimiento desde principios del nuevo milenio.

Los precios internacionales en dólares de las materias primas provienen de la base de datos del FMI (precios en los Estados Unidos, excepto la carne vacuna que corresponde a Brasil). Las ponderaciones empleadas para confeccionar el índice surgen del INDEC (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos), de acuerdo con las participaciones promedio de estos productos en el comercio

exterior argentino. Las materias primas consideradas son: soja, aceite de soja, harina de soja, maíz, trigo, carne vacuna, petróleo y aluminio. A tal efecto, se utilizó un índice Laspeyres encadenado (base: diciembre de 1992=100).⁴

Gráfico 1 / Índices de los precios internacionales de las materias primas, del Mercado de Valores de Buenos Aires (MERVAL25 y BURCAP) y Estimador Mensual de Actividad Económica (EMAE)



Asimismo, los índices accionarios, los precios de las materias primas y el indicador de actividad muestran una fuerte correlación entre ellos, como se indica en la Tabla 1.⁵

⁴ La expresión sería la siguiente:

$$IPMP_t = IPMP_{t-1} \prod_i (p_t^i / p_{t-1}^i)^{\phi^i}$$

donde $IPMP_t$ es el índice de precios de las materias primas en t , p_t^i es el precio en dólares del producto i al momento t y ϕ^i es la participación del producto i en el total de exportaciones de los bienes seleccionados.

⁵ El promedio trimestral del EMAE presenta una correlación de casi uno con el PIB real trimestral.

Tabla 1 / Coeficientes de correlación. Período enero de 1993 - agosto de 2010

	Precios de las materias primas	EMAE	MERVAL25	BURCAP
Precios de las materias primas	1			
EMAE	0,81	1		
MERVAL25	0,81	0,88	1	
BURCAP	0,83	0,90	0,98	1

Fuente: elaboración propia. EMAE: estimador mensual de actividad económica, sin estacionalidad.

A fin de considerar las variables que podrían afectar a la actividad económica, los modelos estimados incluyen, además de los índices accionarios y del EMAE, a un índice de los precios internacionales de las materias primas y al índice de actividad industrial de las economías avanzadas (*modelo base*).

En adición, se consideran algunas *variables de control*, como el índice de apertura de la economía (base 1993:1=100), el tipo de cambio respecto del dólar estadounidense en términos reales, la tasa de Fondos Federales de los Estados Unidos y el índice de actividad industrial de Brasil (ver detalle de las series en el Anexo A).

Las variables consideradas en los diferentes modelos intentan reflejar la dependencia que presenta la Argentina con respecto al comportamiento de la economía mundial. El indicador de los precios internacionales de las materias primas capta el efecto que tendrían los precios de los bienes exportables sobre el producto interno. En este sentido, varios trabajos analizan el impacto de las mejoras en los términos del intercambio sobre las exportaciones, el empleo y el PIB real (Mendoza, 1995; Kose y Riezman, 2001; Kose, 2002; entre otros). Por su parte, el tipo de cambio representa una variable clave para el funcionamiento de la economía. Tal como destaca Rodrik (2008), la apreciación del tipo de cambio real podría estar asociada con crisis de balanza de pagos y ciclos de *stop and go*, los que podrían dañar al crecimiento, mientras que un tipo de cambio real depreciado lo estimularía. El incremento de las tasas de interés en los

países avanzados podría ralentizar sus economías y afectar las exportaciones de los países en desarrollo y con ello a su crecimiento. Por último, la inclusión del nivel de actividad de las principales economías y el indicador de apertura externa intentan reflejar la dinámica de la economía mundial y del MERCOSUR y su repercusión sobre el comercio exterior y la actividad doméstica.

El *modelo uno* incluye al índice de precios internacionales de las materias primas, al índice de producción industrial de las economías avanzadas, al estimador mensual de actividad económica (EMAE) y al Merval25, mientras que en el *modelo dos* se reemplaza a este último por el BURCAP. Los restantes modelos incorporan una *variable adicional de control*. Los modelos tres y cuatro al índice de apertura de la economía, los modelos cinco y seis al tipo de cambio respecto del dólar estadounidense en términos reales y los modelos siete y ocho a la tasa de Fondos Federales. Por último, los modelos nueve y diez incluyen a los precios de las materias primas, al estimador mensual de actividad económica, a uno de los dos índices accionarios, al índice de producción industrial de Brasil y al tipo de cambio respecto del dólar estadounidense en términos reales. Algunas de las series fueron desestacionalizadas a través del programa X-12 ARIMA (véase la tabla en el Anexo B).

De esta forma, se intentan considerar los principales factores que podrían afectar en el largo plazo al indicador de actividad (EMAE), haciendo la salvedad de que se están empleando datos mensuales en las estimaciones. Debido a ello, no se han podido incluir algunas variables (como por ejemplo, cambios en la calidad de la educación, crecimiento de la fuerza laboral, *stock* de capital, riesgo país, etc.), por no disponer de información con dicha periodicidad, o de los datos para el total del período analizado.

Seguidamente, se realizan las pruebas de raíz unitaria para establecer si las variables son no estacionarias en niveles. Luego se estiman los modelos de VEC en niveles y se llevan a cabo las pruebas de causalidad en sentido de Granger y de exogeneidad. Previamente las series fueron estandarizadas, restando la media y dividiendo por el desvío estándar.

II.1. Tests de raíces unitarias

Para las pruebas de raíz unitaria se emplean los estadísticos Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y Phillips-Perron (ver la Tabla 2).

Tabla 2 / Pruebas de raíz unitaria. Estadísticos Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y Phillips-Perron. Período enero de 1993- agosto de 2010

Serie	Significatividad de la constante	Significatividad de la tendencia	ADF	Phillips-Perron	Orden de integración
Índice de precios internacionales de las materias primas	No	No	-0,55	-1,46	1
Índice de producción industrial de las economías avanzadas	No	No	-2,01	-2,00	1
Estimador mensual de actividad económica (EMAE)	No	No	-0,09	0,94	1
Índice MERVAL25 (promedio mensual)	Sí	Sí	-1,85	-2,01	1
Índice BURCAP (promedio mensual)	Sí	Sí	-1,76	-1,91	1
Índice de apertura de la economía	No	No	-1,07	-1,57	1
Tipo de cambio respecto del dólar en términos reales	No	No	-1,50	-1,81	1
Tasas de Fondos Federales. USA	Sí	Sí	-3,04	-2,02	1
Índice de producción industrial de Brasil	Sí	Sí	-3,31	-3,68	1

Fuente: elaboración propia. Se utilizaron trece retrasos (la periodicidad más uno). Variables estandarizadas.

Los resultados de las pruebas de ADF y Phillips-Perron determinan la imposibilidad de rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en los niveles de las variables al 5% (en los índices de producción industrial de las economías avanzadas y de Brasil no se rechaza al 1% para el test de Phillips-Perron). Se considera que las variables serían integradas de orden uno.⁶

III. Estimaciones econométricas a través de modelos de VEC

Las estimaciones econométricas realizadas en el trabajo, destinadas a explicar las relaciones entre el indicador de actividad económica, los índices accionarios y otras variables de control, se basan en modelos de VEC, de acuerdo con la propuesta de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990).

⁶ Por lo cual, las variables en primeras diferencias serían estacionarias.

Esta metodología permite estimar los ajustes dinámicos de corto plazo y las relaciones de largo plazo (cointegración) entre las variables. En este caso, las estimaciones (que incluyen variables integradas del mismo orden) permiten que las desviaciones respecto del equilibrio de largo plazo se corrijan gradualmente a través de una serie de ajustes parciales de corto plazo (las variables endógenas convergen a sus relaciones de cointegración).

Suponiendo k variables endógenas, con una raíz unitaria cada una, podrían existir hasta $k-1$ relaciones de cointegración linealmente independientes. El modelo a estimar podría simbolizarse como:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

En la expresión (1), X_t indica un vector de k variables endógenas no estacionarias $I(1)$, Π la matriz de coeficientes de largo plazo, Γ_i la matriz de coeficientes de corto plazo y ε_t un vector de innovaciones (normales e independientemente distribuidas). La matriz Π incluye a los vectores de cointegración. Para determinar el número de relaciones de cointegración (el rango de cointegración r), la metodología de Johansen proporciona dos tests: el de traza y el de autovalor máximo. El estadístico de traza testea la hipótesis nula de r relaciones de cointegración contra la alternativa de k relaciones de cointegración, donde k indica el número de variables endógenas, para $r = 0, 1, \dots, k-1$; mientras que el estadístico de autovalor máximo testea la hipótesis nula de r relaciones de cointegración contra la alternativa de $r+1$.⁷ La metodología de Johansen consiste en estimar la matriz Π de un VAR sin restricciones y testear si es posible rechazar las restricciones dentro del rango reducido de Π .

En la Tabla 3 se muestran los resultados de las pruebas realizadas para determinar la existencia de cointegración entre las variables en cada uno de los modelos, así como el número de relaciones de cointegración entre ellas. A tal efecto, se incluyen dos tests a partir del estadístico de traza (*trace statistics*) y de autovalor máximo (*maximum eigenvalue statistics*).

⁷ El teorema de representación de Granger establece que si la matriz de coeficientes Π presentara un rango reducido $r < k$ podrían existir $(k \times r)$ matrices α y β , cada una con un rango r , tal que $\Pi = \alpha\beta'$ y $\beta' X_t$ sea $I(0)$, donde r representa el número de relaciones de cointegración (el rango de cointegración) y cada columna β indica el vector de cointegración (los parámetros de largo plazo). Por su parte, α indica el parámetro de ajuste, o la velocidad de ajuste, de la i -ésima variable endógena hacia el equilibrio.

La primera columna indica el número de relaciones de cointegración bajo la hipótesis nula, mientras que las tres siguientes corresponden al test estadístico de traza, a los valores críticos al 5% y a la probabilidad respectiva (lo mismo para el estadístico de autovalor máximo). Los modelos estimados emplean siete rezagos en las variables (el menor número de rezagos para los cuales los modelos no permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación serial de orden h de acuerdo con el test LM). Se utiliza la opción de “*default*”, que excluye una tendencia determinística en la ecuación de cointegración (sólo incluye un intercepto).

Tabla 3 / Tests de cointegración

Relaciones de cointegración	Estadístico de traza	Valor crítico al 5%	Prob.	Relaciones de cointegración	Estadístico de autovalor máximo	Valor crítico al 5%	Prob.
Modelo uno							
Ninguna *	58,7	47,9	0,00	Ninguna *	35,4	27,6	0,00
A lo sumo una	23,3	29,8	0,23	A lo sumo una	14,9	21,1	0,30
Modelo dos							
Ninguna *	72,2	47,9	0,00	Ninguna *	36,5	27,6	0,00
A lo sumo una*	35,7	29,8	0,01	A lo sumo una*	25,6	21,1	0,01
A lo sumo dos	10,1	15,5	0,27	A lo sumo dos	10,1	14,3	0,20
Modelo tres							
Ninguna *	76,6	69,8	0,01	Ninguna *	35,7	33,9	0,03
A lo sumo una	40,9	47,9	0,19	A lo sumo una	16,8	27,6	0,60
Modelo cuatro							
Ninguna *	81,8	69,8	0,00	Ninguna *	35,0	33,9	0,04
A lo sumo una	46,8	47,9	0,06	A lo sumo una	27,3	27,6	0,05
Modelo cinco							
Ninguna *	84,6	69,8	0,00	Ninguna *	43,0	33,9	0,00
A lo sumo una	41,6	47,9	0,17	A lo sumo una	18,7	27,6	0,44
Modelo seis							
Ninguna *	97,7	69,8	0,00	Ninguna *	44,5	33,9	0,00
A lo sumo una*	53,2	47,9	0,01	A lo sumo una	26,7	27,6	0,06
A lo sumo dos	26,5	29,8	0,11	A lo sumo dos	16,0	21,1	0,22
Modelo siete							
Ninguna *	82,0	69,8	0,00	Ninguna *	39,6	33,9	0,01
A lo sumo una	42,3	47,9	0,15	A lo sumo una	19,4	27,6	0,39
Modelo ocho							
Ninguna *	87,7	69,8	0,00	Ninguna *	38,2	33,9	0,01
A lo sumo una *	49,6	47,9	0,03	A lo sumo una	27,5	27,6	0,05
A lo sumo dos	22,0	29,8	0,30	A lo sumo dos	11,8	21,1	0,57
Modelo nueve							
Ninguna *	80,0	69,8	0,01	Ninguna	32,3	33,9	0,08
A lo sumo una	47,7	47,9	0,05	A lo sumo una	24,3	27,6	0,12
Modelo diez							
Ninguna *	86,5	69,8	0,00	Ninguna *	36,8	33,9	0,02
A lo sumo una*	49,7	47,9	0,03	A lo sumo una	25,7	27,6	0,09
A lo sumo dos	24,0	29,8	0,20	A lo sumo dos	16,9	21,1	0,18

Fuente: elaboración propia. Se utilizaron siete rezagos en las variables. *: indica rechazo de la H_0 al 5%. MacKinnon-Haug-Michelis p-values.

La mayoría de los modelos presentan una sola relación de cointegración, al 5%. No obstante, los modelos dos, seis, ocho y diez, que incluyen al índice BURCAP, muestran dos (una) relaciones de cointegración, según el test.⁸

III.1. Causalidad en sentido de Granger entre los índices accionarios y el estimador mensual de actividad económica (EMAE)

En esta sección, se analizan las relaciones de causalidad en sentido de Granger entre el estimador mensual de actividad económica (EMAE) y los respectivos índices accionarios (MERVAL25 y BURCAP), a partir de la estimación de los modelos de VEC.

Tabla 4 / Tests de causalidad de Granger a partir de modelos de VEC

Modelo	Hipótesis nula	Estadístico Chi cuadrado	Prob.
Uno	EMAE no causa en sentido de Granger al MERVAL25	3,7	0,82
	MERVAL25 no causa en sentido de Granger al EMAE	27,9	0,00*
Dos	EMAE no causa en sentido de Granger al BURCAP	2,7	0,91
	BURCAP no causa en sentido de Granger al EMAE	23,8	0,00*
Tres	EMAE no causa en sentido de Granger al MERVAL25	9,7	0,21
	MERVAL25 no causa en sentido de Granger al EMAE	24,2	0,00*
Cuatro	EMAE no causa en sentido de Granger al BURCAP	5,4	0,61
	BURCAP no causa en sentido de Granger al EMAE	17,7	0,00*
Cinco	EMAE no causa en sentido de Granger al MERVAL25	3,1	0,87
	MERVAL25 no causa en sentido de Granger al EMAE	25,0	0,00*
Seis	EMAE no causa en sentido de Granger al BURCAP	2,3	0,94
	BURCAP no causa en sentido de Granger al EMAE	22,1	0,00*
Siete	EMAE no causa en sentido de Granger al MERVAL25	3,4	0,85
	MERVAL25 no causa en sentido de Granger al EMAE	28,0	0,00*
Ocho	EMAE no causa en sentido de Granger al BURCAP	1,6	0,98
	BURCAP no causa en sentido de Granger al EMAE	20,6	0,00*
Nueve	EMAE no causa en sentido de Granger al MERVAL25	2,7	0,91
	MERVAL25 no causa en sentido de Granger al EMAE	16,5	0,00*
Diez	EMAE no causa en sentido de Granger al BURCAP	1,6	0,98
	BURCAP no causa en sentido de Granger al EMAE	32,9	0,00*

Fuente: elaboración propia. *: indica el rechazo de la hipótesis nula al 5%.

⁸ En el modelo nueve, que incluye al MERVAL25, el test de autovalor máximo sugiere ausencia de cointegración entre las variables.

Se dice que una variable causa en sentido de Granger a otra si los valores retrasados de la primera ayudan a explicar los subsecuentes movimientos de la segunda, al estimar un modelo que incluye también valores retrasados de la variable que se intenta explicar. En los diferentes modelos, se realizan las pruebas de causalidad de Granger bivariados (*pairwise*) entre el indicador de actividad económica y el índice accionario (Tabla 4).

Las pruebas de causalidad sugieren, en todos los casos, la posibilidad de rechazar la hipótesis nula de que los respectivos índices accionarios no causan, en sentido de Granger, al estimador mensual de actividad económica (al 5%). A su vez, no resulta posible rechazar la hipótesis inversa (que el EMAE no causa a los respectivos índices accionarios). Estos resultados se mantienen, tanto para el *modelo base* (uno y dos), como al considerar también una variable adicional de control. Las relaciones de causalidad en sentido de Granger sugieren también que los movimientos en los índices accionarios se correlacionan positiva y significativamente con los cambios en el EMAE.⁹

III.2. Tests de exogeneidad a partir de los VEC estimados

Los modelos de VEC permiten testear también la condición de exogeneidad débil entre el estimador mensual de actividad económica (EMAE) y los índices accionarios.¹⁰ En esta representación, la existencia de exogeneidad débil entre las variables requiere que el parámetro que mide el peso en la relación de cointegración (la velocidad de ajuste) sea igual a cero. En otros términos, la exogeneidad débil implica que, al estimar Y_t con X_t , si la variable X_t fuera débilmente exógena para los parámetros de interés, no sería necesario estimar conjuntamente el modelo de X_t con Y_t para encontrar los parámetros buscados.

Como puede verse en la Tabla 5, los tests de exogeneidad débil sugieren que no es posible rechazar la hipótesis nula de que el Merval25 (o el índice BURCAP)

⁹ Los modelos de VEC no consideran a las tasas de interés domésticas por ser una variable I(0). No obstante, al incluirla como variable adicional de control en modelos de VAR (variables en primeras diferencias salvo las tasas de interés domésticas que se estiman en niveles) se observa que ambos índices accionarios causan respectivamente al EMAE, mientras que no se observa causalidad en sentido inverso.

¹⁰ En un sistema de VAR (variables en primeras diferencias) podría evaluarse la no causalidad en sentido de Granger. Sin embargo, si las variables presentaran una raíz unitaria, una reparametrización del sistema permitiría considerar también la existencia de relaciones de largo plazo entre ellas y testear exogeneidad débil, en caso de que estuvieran cointegradas.

representan una variable débilmente exógena (al 5%), mientras que resulta posible rechazar la hipótesis inversa (que el EMAE sea débilmente exógena).¹¹

De acuerdo con los tests LR (*Likelihood Ratio Tests*), en el primer caso se observa que el parámetro $\alpha_{ij} = 0$ (para una, o dos, relaciones de cointegración según el modelo). En contraste, no se verificaría esta igualdad al testear la hipótesis inversa, o sea que el EMAE es una variable exógena débil. De esta forma, para el caso del Merval25 (y del BURCAP salvo en el modelo dos) se verificaría $H_0: \alpha_{ij} = 0$, para $j=1$ ($j=2$ en el BURCAP en la mayoría de los modelos). Debe notarse que se ha dado mayor importancia a los tests de traza para determinar el número de relaciones de cointegración a considerar en las pruebas de exogeneidad.

Los resultados de los tests de causalidad en sentido de Granger y de exogeneidad débil, entre el estimador mensual de actividad económica y los índices accionarios, permiten hacer inferencias respecto de la condición de exogeneidad fuerte entre dichas variables. La teoría de series de tiempo establece que si una variable X_t fuera exógena débil respecto de otra Y_t , la causara en sentido de Granger y, a su vez, la variable Y_t no causara en sentido de Granger a X_t , entonces esta última podría considerarse una variable exógena fuerte.

En las estimaciones realizadas se observa que ambos índices accionarios causan en sentido de Granger al estimador mensual de actividad económica (EMAE) y que, a su vez, aquéllas pueden considerarse variables débilmente exógenas (tampoco existe causalidad en sentido de Granger desde el EMAE hacia los índices accionarios). Por tanto, ambos índices accionarios se comportarían también como una variable exógena fuerte.

Esta característica de las series de tiempo resulta útil desde el punto de vista de la predicción de las variables. En efecto, ambos índices accionarios tendrían, de esta forma, la particularidad de poder pronosticar los movimientos futuros del estimador mensual de actividad económica.

¹¹ Con excepción del modelo dos, donde se rechaza la hipótesis nula. Cabe agregar que si se incluyera al tipo de cambio real multilateral, en lugar del tipo de cambio respecto del dólar, ambos índices accionarios causarían en sentido de Granger al EMAE (y no a la inversa), pero no se comportarían como variables exógenas.

Tabla 5 / Tests de exogeneidad débil en modelos de VEC

Modelo	Hipótesis nula: X_t es una variable exógena débil, siendo X'_t :	Número de relaciones de cointegración (de ambos tests)	Log-likelihood restringido	Estadístico (likelihood ratio)	Probabilidad
Uno	MERVAL25	Una	804,5	1,5	0,23
	EMAE	Una	801,6	7,2	0,01*
Dos	BURCAP	Dos	882,6	9,2	0,01*
	EMAE	Dos	882,7	9,0	0,01*
Tres	MERVAL25	Una	933,2	2,4	0,12
	EMAE	Una	931,8	5,2	0,02*
Cuatro	BURCAP	Una	1003,3	3,0	0,09
	EMAE	Una	1001,8	6,2	0,01*
Cinco	MERVAL25	Una	1043,4	1,4	0,23
	EMAE	Una	1039,9	8,4	0,00*
Seis	BURCAP	Dos/una	1120,7	5,5	0,06
	EMAE	Dos/una	1118,7	9,6	0,01*
Siete	MERVAL25	Una	1101,2	1,8	0,18
	EMAE	Una	1096,7	10,9	0,00*
Ocho	BURCAP	Dos/una	1184,6	4,4	0,11
	EMAE	Dos/una	1180,5	12,5	0,00*
Nueve	MERVAL25	Una/ninguna	908,9	0,2	0,66
	EMAE	Una/ninguna	905,0	7,8	0,00*
Diez	BURCAP	Dos/una	989,9	4,8	0,09
	EMAE	Dos/una	985,6	13,4	0,00*

Fuente: elaboración propia. *: indica rechazo a la hipótesis nula, al 5%. Para los modelos seis, ocho y diez se consideraron dos relaciones de cointegración y para el nueve una (se ha dado, por tanto, mayor importancia a los tests de traza para determinar el número de relaciones de cointegración a considerar en las pruebas de exogeneidad).

En las estimaciones se han utilizado los índices MERVAL25 y BURCAP. No obstante, sería posible obtener resultados similares a los presentados si se empleara la relación entre el indicador accionario (MERVAL25 y BURCAP, respectivamente) y el EMAE, en lugar de considerar solamente al indicador bursátil ponderado por liquidez o por capitalización.

En ambos casos, se observa para el *modelo base* exogeneidad fuerte entre dichas relaciones y el nivel de actividad. La nueva variable (MERVAL25/EMAE o BURCAP/EMAE) estaría captando, de alguna forma, la evolución del tamaño del mercado, vale decir la participación a través del tiempo del indicador bursátil respecto del nivel de actividad.¹²

¹² Estas variables están expresadas como índices 1993=1. Ambas relaciones son variables I(1).

Por último, se estima también el *modelo base* considerando una *variable adicional de control* representada por la estimación GARCH correspondiente a cada uno de los índices accionarios. Esta variable adicional representa una medida de incertidumbre, o volatilidad respecto de dichos índices. En este caso, sólo es posible observar causalidad y exogeneidad en el modelo que incluye al indicador ponderado por liquidez (MERVAL25).

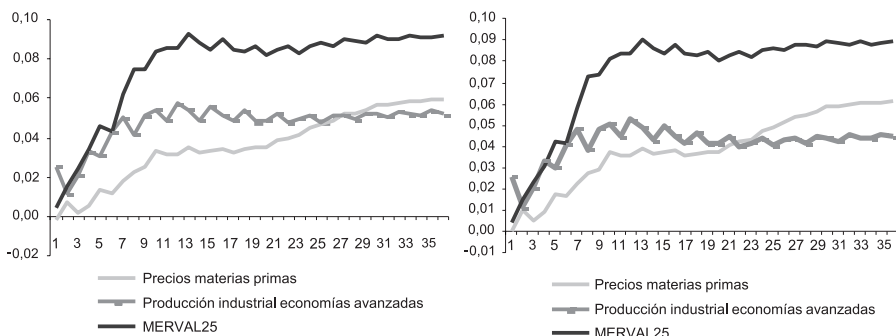
III.3. Funciones de impulso-respuesta y análisis de descomposición de la varianza

Los modelos de VEC permiten estimar las funciones de respuesta del indicador mensual de actividad económica, frente a los diferentes *shocks* correspondientes a las distintas variables, o sea el impacto dinámico de las perturbaciones aleatorias sobre el EMAE.

En las estimaciones se emplea la opción de Impulsos Generalizados planteada por Pesaran y Shin (1998), para la estimación de las funciones de impulso-respuesta. Esta opción establece un conjunto ortogonal de innovaciones que no dependen del orden impuesto a las variables en el VEC (los resultados serían invariantes respecto al ordenamiento de las variables).

Por razones de espacio, se incluyen solamente los resultados correspondientes al *modelo base* (modelo uno para el MERVAL25 y dos para el BURCAP). En ambos casos, se observa un efecto positivo permanente, de los *shocks* correspondientes a los índices accionarios, sobre el estimador mensual de actividad económica. Los *shocks* atribuibles a las restantes variables también afectan en forma positiva y permanente al EMAE (Gráfico 2). Este gráfico excluye la respuesta al *shock* propio.

Gráfico 2 / Funciones de impulso-respuesta del estimador mensual de actividad económica (EMAE) frente a diferentes shocks (un desvío estándar)



Por su parte, el análisis de descomposición de la varianza permite distribuir la varianza del error de predicción de cada variable en función de sus propios shocks y de las innovaciones en las restantes variables del sistema, de forma que la suma de los porcentajes alcance a cien por ciento (ver la Tabla 6).

Se observa como la mayor parte de la varianza del error de predicción del EMAE es explicada después de cuatro años (cuarenta y ocho meses) por sus propios shocks y por las innovaciones correspondientes a los índices accionarios. El índice de actividad industrial de las economías avanzadas y los precios de las materias primas explican porcentajes menores de la volatilidad del EMAE.

Tabla 6 / Análisis de descomposición de la varianza del EMAE correspondiente al *modelo base*, en %

Modelo uno				
Período	Precios internacionales materias primas	Índice actividad industrial economías avanzadas	EMAE	MERVAL25
1	0,1	13,1	86,5	0,4
12	4,7	21,3	40,6	33,3
24	7,5	20,8	34,7	37,0
36	12,2	20,4	32,4	35,1
48	14,8	20,3	31,2	33,6

Modelo dos				
Período	Precios internacionales materias primas	Índice actividad industrial economías avanzadas	EMAE	BURCAP
1	0,0	13,9	85,8	0,3
12	6,4	19,4	45,0	29,3
24	9,1	17,2	39,8	34,0
36	13,6	16,3	38,1	32,0
48	15,9	16,1	37,5	30,5

Fuente: elaboración propia. El modelo uno incluye al MERVAL25 y el dos al BURCAP, respectivamente.

Los resultados de las funciones de impulso-respuesta y descomposición de la varianza se mantienen, por lo general, en los restantes modelos en los que se incorpora una variable adicional de control.

IV. Conclusiones

Los principales índices accionarios del Mercado de Valores de Buenos Aires experimentaron un importante crecimiento durante las dos últimas décadas. En efecto, tanto el índice con ponderadores por liquidez (MERVAL25), como por capitalización bursátil (BURCAP), mostraron un notable incremento en ese período. Este desempeño estuvo acompañado también (aunque con altibajos y caídas como en la crisis de 2001-2002) por un aumento en el nivel de actividad económica.

Este trabajo analiza las relaciones de largo plazo entre los principales indicadores del mercado accionario y la actividad económica, en el caso particular de la economía Argentina. A tal efecto, se utilizan modelos de VEC, cubriendo el período enero de 1993 - agosto de 2010, y se realizan pruebas de causalidad, en sentido de Granger, y de exogeneidad entre los respectivos índices accionarios y el estimador mensual de actividad económica (EMAE). Para ello, se considera inicialmente un modelo base y luego se incorporan variables de control, a fin de verificar la robustez de las estimaciones. El procedimiento empleado en el trabajo se ubica dentro de la metodología de indicadores adelantados de la actividad económica.

Los resultados muestran que ambos indicadores bursátiles (MERVAL25 y BURCAP) estarían cointegrados con el estimador mensual de actividad económica (EMAE) y lo causarían en sentido positivo (causalidad en sentido de Granger), mientras que no se observaría causalidad en sentido inverso, o sea del EMAE hacia los índices accionarios.

A su vez, ambos índices accionarios podrían considerarse, por lo general, variables débilmente exógenas respecto del estimador mensual de actividad. Debido a las relaciones de causalidad y de exogeneidad encontradas, tanto el MERVAL25 como el BURCAP se comportarían también como variables exógenas fuertes.

Sería posible obtener resultados similares a los presentados si se empleara la relación entre el indicador accionario (MERVAL25 y BURCAP, respectivamente) y el EMAE, en lugar de considerar solamente al indicador bursátil ponderado por liquidez o por capitalización, respectivamente. En ambos casos, se observa para el *modelo base* exogeneidad fuerte entre dichas razones y el nivel de actividad. La nueva variable (MERVAL25/EMAE o BURCAP/EMAE) estaría captando, de alguna forma, la evolución del tamaño del mercado, vale decir la participación a través del tiempo del indicador bursátil respecto del EMAE.

Estas particularidades de las series de tiempo, consideradas en las estimaciones, permiten determinar que los índices accionarios representan instrumentos útiles para anticipar los movimientos futuros del estimador mensual de actividad económica.

En este sentido, el uso de los principales indicadores bursátiles (MERVAL25 y BURCAP), así como las razones entre estos y el nivel de actividad, podrían ser de utilidad para explicar, o anticipar, el comportamiento del indicador mensual de actividad económica (EMAE), tal como surge de la metodología de indicadores adelantados del producto.

Referencias

Alfonso, A., R. Ferreira, E. Freitas, C. Nóbrega y J. Pinheiro (2002). “Intermediaries, Financial Markets and Growth: some more International Evidence”, Technical University of Lisbon, Mimeo.

Dapena, J. (2009). “Rol del mercado de capitales en el crecimiento de la economía: literatura y evidencia para la Argentina”, Serie Documentos de Trabajo N° 393, CEMA, Buenos Aires, Argentina.

Elosegui, P., L. Garegnani, L. Lanteri y E. Blanco (2008). “Indicadores agregados de actividad económica para Argentina: el método de componentes principales”, BCRA, Ensayos Económicos, N° 51, abril-septiembre.

Fiorito, R. y T. Kollintzas (1992). “Stylized Facts of Business Cycles in the G7 from a Real Business Cycles Perspective”, CEPR Discussion Papers 681.

Goldsmith, R. (1969). *Financial Structure and Development*, New Haven, Yale University Press.

Johansen, S. (1988). “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, (12), pp. 231-54.

Johansen, S. y K. Juselius (1990). “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Application to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, (52), pp. 169-210.

Jorrat, J. (2005). “Construcción de Índices Compuestos Mensuales Coincidentes y Líder de Argentina”, Asociación Argentina de Economía Política.

Kose, A. (2002). “Explaining Business Cycles in Small Open Economies. How Much do World Prices Matter?”, *Journal of International Economics*, (56), pp. 299-327.

Kose, A. y R. Riezman (2001). “Trade Shocks and Macroeconomic Fluctuations in Africa”, *Journal of Development Economics*, (65), pp. 55-80.

McKinnon, R. (1973). *Money and Capital in Economic Development*, Washington, DC: The Brookings Institutions.

Mendoza, E. (1995). “The Terms of Trade, the Real Exchange Rate and Economic Fluctuations”, *International Economic Review*, (36), pp. 101-37.

Pesaran, H. y Y. Shin (1998). “Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models”, *Journal of Applied Econometrics*, (4), pp. 29-59.

Reserva Federal de Chicago (2000). CFNAI Background Release.

Rodrik, D. (2008). “The Real Exchange Rate and Economic Growth”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall, pp. 1-46.

Schumpeter, J. (1912). *The Theory of Economic Development*, R. Opie (trad.), Cambridge, MA: Harvard University Press, 1934.

Shaw, E. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*, New York: Oxford University Press.

Stock, J. y M. Watson (2002). “Macroeconomics Forecasting Using Diffusion Indexes”, *Journal of Business and Economic Statistics*, (20), pp. 147-162.

Anexo A / Series utilizadas en las estimaciones

Índice de precios de las materias primas: corresponde a los precios internacionales en dólares de las principales materias primas exportables (las series consideradas se explican en detalle en la sección dos).

Índice de producción industrial de las economías avanzadas. Fuente FMI. Estadísticas Financieras Internacionales. Datos sin estacionalidad (se utilizó el programa X12-ARIMA).

Estimador mensual de actividad económica (EMAE). Base 1993=100. Fuente INDEC. Serie sin estacionalidad (se utilizó el programa X12-ARIMA).

Índice MERVAL25: representa el promedio mensual del índice MERVAL desde 1993:1 hasta 2004:9 y del MERVAL25 desde esa fecha en adelante. Fuente: Mercado de Valores de Buenos Aires. Base fin de diciembre de 2002=525.

Índice BURCAP. Corresponde al promedio mensual del índice diario. Fuente: Mercado de Valores de Buenos Aires. Base fin de diciembre de 2002=426.

Tipo de cambio respecto del dólar estadounidense en términos reales: corresponde al tipo de cambio mensual promedio frente al dólar (fuente FMI) en relación con el índice doméstico de los precios al consumidor (para este último, estimado desde 2007).

Índice de apertura de la economía: representa la suma de las exportaciones FOB y de las importaciones CIF (en millones de dólares) en relación con el EMAE. Base: 1993:1=100. Datos sin estacionalidad (se utilizó el programa X12-ARIMA).

Tasas de Fondos Federales de USA. En porcentajes, tasas anualizadas. Fuente: FMI. Estadísticas Financieras Internacionales.

Índice de producción industrial de Brasil. Fuente FMI. Estadísticas Financieras Internacionales. Serie sin estacionalidad (se utilizó el programa X12-ARIMA).

Anexo B / Principales modelos estimados. Variables incluidas

Tabla B.1 / Modelos estimados. Variables que los componen

Modelo	Variables
1-2	Precios de materias primas, Producción industrial economías avanzadas, EMAE, Merval25 (BURCAP)
3-4	Precios de materias primas, Producción industrial economías avanzadas, EMAE, Merval25 (BURCAP), Índice apertura economía
5-6	Precios de materias primas, Producción industrial economías avanzadas, EMAE, Merval25 (BURCAP), Tipo de cambio respecto del dólar en términos reales
7-8	Precios de materias primas, Producción industrial economías avanzadas, EMAE, Merval25 (BURCAP), Tasas Fondos Federales
9-10	Precios de materias primas, EMAE, Merval25 (BURCAP), Producción industrial de Brasil, Tipo de cambio respecto del dólar en términos reales

En cada caso, el primero de los modelos incluye al Merval25 y el segundo al BURCAP.