

Desarrollo del mercado accionario y crecimiento económico. Alguna evidencia para la Argentina*

Luis N. Lanteri**

Resumen

Este trabajo examina la relación entre el desarrollo del mercado accionario y el crecimiento, en el caso de la economía Argentina. Se emplean tests de causalidad de Granger y de exogeneidad basados en modelos de VEC, con datos mensuales, que cubren el período 1993:1-2010:8. 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). A su vez, ambos índices podrían considerarse variables exógenas (débil y fuerte). Los modelos estimados incluyen también otras variables que podrían explicar el comportamiento del nivel de actividad en el mediano plazo. Los resultados están en línea con la teoría que establece que el desarrollo de los mercados financieros resulta una de las condiciones necesarias para alcanzar elevadas tasas de crecimiento económico.

Palabras claves: desarrollo del mercado accionario, crecimiento económico, modelos de VEC, causalidad de Granger, exogeneidad.

Abstract

This paper examines the relationship between stock market development and economic growth in case of Argentina's economy. Apply Granger causality and

* Recibido: 17-02-2011 Aceptado: 10-06-2011 Recibido Versión Final: 12-07-2011.
Se agradecen los comentarios de dos evaluadores anónimos de Ensayos de Economía.

** Banco Central de Argentina. Correo electrónico: lnlanteri@yahoo.com.ar

exogeneity tests based on VEC models with monthly data covering the period 1993:1-2010:8. The results show that the major stock indices of Buenos Aires Stock Exchange Market (MERVAL25 and BURCAP) Granger cause to the estimator of economic activity (EMAE). In turn, both indices could be considered exogenous variables (weak and strong). The estimated models also include other variables that might explain the behavior of the activity level in the medium term. The results are in line with the theory, which states that the development of financial markets is one of the necessary conditions to achieve high economic growth rates.

Key words: stock market development, economic growth, VEC models, Granger causality, exogeneity.

JEL: C1, G1, O4.

Résumé

Cet ouvrage examine la relation entre le développement du marché boursier et la croissance, dans le cas de l'économie de l'Argentine. On utilise des tests de causalité de Granger et des conditions exogènes basés sur des modèles de VEC, avec de données mensuelles, couvrant la période 1993:1-2010:8. Les résultats montrent que les principaux indices actionnaires correspondant au marché boursier de Buenos Aires (MERVAL25 et BURCAP) causent dans le sens de Granger l'estimateur de l'activité économique (EMAE). De même, les deux indices pourraient être considérés en tant que variables exogènes (faible et forte). Les modèles estimés incluent aussi d'autres variables qui pourraient expliquer le comportement du niveau d'activité à moyen terme. Les résultats s'accordent avec la théorie qui établit que le développement des marchés financiers est une des conditions nécessaires pour atteindre des taux élevés de croissance économique.

Mots clés: développement du marché boursier, croissance économique, modèles VEC, causalité de Granger, conditions exogènes.

I. Introducción

El mercado accionario argentino ha experimentado un notable desarrollo en las últimas dos décadas. Durante dicho período, el principal índice de capitalización bursátil creció a una tasa acumulativa superior al 18% anual¹. Paralelamente, la economía experimentó en este lapso (aunque con algunos altibajos) un importante incremento en el producto doméstico.

Sin embargo, existe muy poca evidencia empírica en el país respecto de la importancia que podrían tener los mercados financieros, y en particular los accionarios, en relación con el crecimiento de mediano (largo) plazo de la economía².

La idea que sostiene que el desarrollo financiero promueve el crecimiento se origina en Schumpeter (1912), aunque otros economistas han analizado esta relación y sugerido que el desarrollo financiero sería una de las condiciones necesarias para alcanzar elevadas tasas de crecimiento económico (Goldsmith, 1969; Mckinnon, 1973; Shaw, 1973).

Para estos últimos autores, el desarrollo financiero podría afectar al crecimiento a través de varios canales: i- al mejorar la eficiencia en la asignación del capital (se incrementaría la proporción del ahorro financiero en la riqueza total), ii- al proporcionar diversos instrumentos de ahorro, iii- al contribuir a las operaciones de 'trading', 'pooling' y diversificación de los riesgos (mejoraría la asignación de recursos), iv- al reducir el costo de recolección y procesamiento de la información y v- al fomentar la especialización, el desarrollo de empresas y la adopción de nuevas tecnologías.

Otro argumento considera que el desarrollo financiero sería una consecuencia del crecimiento económico (Robinson, 1952; Stern, 1989; Romer, 1990). Desde este punto de vista, un elevado crecimiento económico impulsaría la demanda de *instrumentos financieros*.

-
- 1 Corresponde al período 1993-2010 (promedios anuales), para el índice BURCAP del Mercado de Valores de Buenos Aires. El principal índice de liquidez (MERVAL25) creció a una tasa acumulativa anual más baja.
 - 2 Dado el período considerado (unos 17 años) tal vez no resulte tan apropiado plantearlo como una relación de largo plazo, sino más bien de mediano plazo.

Un tercer enfoque (la hipótesis de 'feedback') sugiere una relación de doble vía entre el desarrollo financiero y el crecimiento. Una economía con un sistema financiero bien desarrollado promovería un elevado crecimiento económico, a través del cambio tecnológico y de las innovaciones en servicios (Schumpeter, 1912). Ello generaría en su momento una mayor demanda de servicios financieros (Levine, 1997), lo que a su vez estimularía un mayor crecimiento. Por tanto, el desarrollo financiero y el crecimiento serían positivamente interdependientes y la relación entre ambos podría guiar a una causalidad bidireccional (Luintel & Khan, 1999; Enisan & Olufisayo, 2009).

En el caso particular de los mercados accionarios, la literatura menciona varios mecanismos a través de los cuales estos mercados podrían afectar el crecimiento económico. Por un lado, ayudarían a movilizar el ahorro doméstico, al mejorar el conjunto de instrumentos financieros disponibles y al permitir que los ahorristas diversifiquen sus portafolios. A su vez, proporcionarían a los agentes instrumentos relativamente líquidos para la diversificación de los riesgos. Estos mercados promoverían también la búsqueda de información respecto de las firmas y permitirían mejorar el control corporativo (Levine & Zervos, 1996).

En contraste, algunos autores, argumentan que el desarrollo de los mercados accionarios podría desalentar el crecimiento. Por ejemplo, estos mercados podrían reducir las tasas de ahorro, como consecuencia de externalidades en la acumulación del capital (Bhide, 1993; Shleifer & Vishny, 1986; Stiglitz, 1985 y 1994).

Al igual que lo analizado por otros autores, para el caso de las economías avanzadas, este trabajo pretende contribuir al debate sobre la relación entre el desarrollo accionario y el crecimiento, para el caso particular de la economía Argentina. El artículo pretende profundizar los estudios de otros autores (por ejemplo, Demirgüç-Kunt & Levine, 2001; Alfonso et ál., 2002; Dapena, 2009; Davos & Williams, 2010), que han investigado dicha relación y que encuentran, por lo general, un efecto positivo de los mercados financieros en el crecimiento económico, aunque algunos de ellos se centran solamente en el sistema bancario.

En este sentido, el trabajo tiene dos objetivos: en primer lugar examinar la relación de mediano plazo entre estas variables. Por otro, verificar los tests de causalidad y de exogeneidad entre el mercado accionario argentino y el crecimiento de la economía, a partir del análisis de cointegración. Las estimaciones utilizan datos mensuales, que abarcan el período 1993:1-2010:8, y emplean tanto índices de liquidez, como de capitalización bursátil.

El resto del trabajo se desarrolla como sigue. En la sección II se considera el nexo teórico y la evidencia empírica encontrada en la literatura entre los mercados financieros o accionarios y el crecimiento económico. En la sección III se realiza el análisis de las series de tiempo utilizadas en las estimaciones y en la IV se describen los resultados encontrados a partir de los modelos de VEC. Por último, en la sección V se comentan las principales conclusiones del trabajo.

II. El nexo teórico entre los mercados accionarios y el crecimiento. Evidencia empírica

La relación entre el desarrollo de los mercados accionarios y el crecimiento económico ha sido tema de análisis, tanto desde el punto de vista teórico, como empírico. Varios trabajos han investigado si el desarrollo de estos mercados causa al crecimiento, o viceversa, aunque no existe hasta el presente una opinión unánime en la literatura sobre cómo sería el vínculo entre ellos.

¿Cuál es el nexo teórico entre los factores financieros y el crecimiento económico? En un mundo sin fricciones, como el de Arrow-Debreu, no habría lugar para la intermediación financiera. Para establecer el papel que juegan los mercados financieros se requeriría introducir ciertas fricciones en la teoría, tal como los costos de transacción, o de información. Los mercados e instituciones financieras podrían surgir para resolver los problemas generados por las fricciones relacionadas con la información y las transacciones.

Para Merton & Bodie (1995) los mercados financieros, al tratar de reducir los costos de información y de transacción, desempeñan determinadas funciones, las que permiten asignar los recursos en el marco de un contexto incierto. Dichas funciones serían las siguientes: i- movilización del ahorro, ii- asignación de recursos en tiempo y espacio, iii- facilitar el control corporativo, iv- permitir la gestión de los riesgos y v- ayudar al intercambio de bienes, servicios y contratos.

De esta forma, las distintas fricciones del mercado inducirían el surgimiento de los intermediarios o mercados financieros que llevan a cabo esas cinco funciones. Ello afectaría positivamente al crecimiento económico.

Existen dos canales de transmisión a través de los cuales estas funciones impactarían en el crecimiento: la acumulación de capital y la innovación tecnológica. Estos mecanismos han sido incorporados por diferentes autores en varios modelos teóricos.

Tabla 1. Instituciones, mercados financieros y crecimiento económico. Esquema teórico

| |
|---|
| <i>Fricciones del mercado</i> |
| - Costos de información |
| - Costos de transacción |
| ↓ |
| <i> Mercados financieros e intermediarios</i> |
| ↓ |
| <i>Funciones financieras</i> |
| - Movilización del ahorro |
| - Asignación de recursos |
| - Control de las empresas |
| - Permitir la gestión de los riesgos |
| - Facilitar el intercambio de bienes, servicios y contratos |
| ↓ |
| <i>Factores de crecimiento</i> |
| - Acumulación de capital |
| - Innovación tecnológica |
| ↓ |
| <i>Crecimiento económico</i> |

Fuente: elaborado sobre la base del trabajo de Levine (1997).

Algunos de estos modelos consideran que las funciones desempeñadas por el sistema financiero afectan al crecimiento de estado estacionario a través de la formación de capital (Romer, 1986; Lucas, 1988; Rebelo, 1991). Para ello, emplean externalidades del capital, o bienes de capital generados mediante rendimientos constantes (crecientes) a escala. El sistema financiero afectaría la acumulación de capital al modificar las tasas de ahorro, o al reasignarlo entre las diferentes tecnologías que generan capital.

El segundo grupo de modelos se centra en la invención de nuevos bienes y métodos de producción, es decir en la innovación tecnológica. En los trabajos de Romer (1990), Grossman & Helpman (1991) y Aghion & Howitt (1992) las funciones que desempeña el sistema financiero afectarían el crecimiento de estado estacionario al alterar el ritmo de innovación tecnológica.

Ambos canales, la acumulación de capital y la innovación tecnológica, impactarían positivamente sobre el crecimiento (véase la Tabla 1 y en particular el trabajo de Levine, 1997).

A pesar de los estudios que sugieren una relación positiva entre los mercados accionarios y el crecimiento económico algunos autores minimizan el papel de estas instituciones. Lucas (1988), por ejemplo, considera que se ha sobreestimado el rol que podría jugar el sistema financiero en el crecimiento, en tanto que para Robinson (1952) y Stern (1989) el desarrollo de estos mercados solo respondería al crecimiento del sector real de la economía (no estimularía el crecimiento económico). En contraste, otros importantes economistas, como Schumpeter (1912) y Mckinnon (1973), destacan este vínculo y/o aportan evidencia al respecto.

A) Evidencia empírica

Varios trabajos, la mayoría de naturaleza empírica, se han ocupado de analizar la relación entre el desarrollo de los mercados accionarios y el crecimiento. Atje & Jovanovic (1993) sugieren, a partir de la estimación de regresiones de sección transversal ('cross-section'), que los mercados accionarios podrían impactar positivamente sobre el crecimiento en el largo plazo. Obstfeld (1994) menciona que la integración financiera global podría incrementar las ganancias de bienestar y estimular el crecimiento. Harris (1997) encuentra también, con la metodología de sección transversal, que los mercados accionarios promueven el crecimiento de las economías desarrolladas. Por su parte, Levine & Zervos (1998), al analizar una muestra de cuarenta y ocho economías, consideran que los mercados accionarios líquidos podrían predecir positivamente el crecimiento, la acumulación de capital y las mejoras de productividad. Asimismo, estos autores argumentan que el tamaño de los mercados accionarios, la volatilidad y la integración internacional no estarían robustamente vinculados con el crecimiento.

Rousseau & Wachtel (2000) y Beck & Levine (2002), al utilizar regresiones de sección transversal, establecen que el desarrollo de los mercados accionarios estaría fuertemente correlacionado con las tasas de crecimiento del PIB real per cápita. Dichos autores sostienen también que los mercados accionarios líquidos y el desarrollo bancario podrían predecir las tasas de crecimiento de la economía. Arestis, Demetriades & Luintel (2001) consideran, al analizar datos de series de tiempo correspondientes a cinco economías industrializadas, que los mercados accionarios jugarían un papel importante en el crecimiento, mientras que Caporale, Howells & Soliman (2004) muestran que estos mercados podrían estimular el crecimiento, a partir de la rápida acumulación

de capital y de una mayor eficiencia económica como consecuencia de una mejor asignación de recursos³.

Por su parte, Enisan & Olufisayo (2009) encuentran una relación bidireccional entre estas variables para algunas economías africanas, mientras que Vazakidis & Adamopoulos (2009) sostienen que el crecimiento tendría un efecto positivo sobre el mercado accionario de Francia y Van Nieuwerburgh, Buelens & Cuyvers (2006) observan que el mercado accionario habría causado al crecimiento en el caso de Bélgica. Otros dos trabajos, realizados para las economías de la OECD, que utilizan un panel con corrección de errores (Bassanini, Scarpetta & Hemming, 2001 y Leahey et ál., 2001) encuentran también un efecto positivo del mercado accionario sobre el crecimiento.

Entre los antecedentes de trabajos que analizan esta relación y consideran a la Argentina pueden mencionarse los de Demirgüç-Kunt & Levine (2001), Alfonso et ál. (2002), Dapena (2009) y Davos y Williams (2010). El primero de estos trabajos analiza un panel de cuarenta y ocho países, empleando básicamente al crédito bancario como indicador del desarrollo financiero, y encuentra que el mismo estaría positivamente correlacionado con el crecimiento económico en el largo plazo. Por su parte, Alfonso et ál. (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. Por su parte, Davos y Williams (2010), al utilizar el crédito al sector privado y los pasivos líquidos para un panel de setenta y ocho países, encuentran un efecto positivo entre el desarrollo financiero y el crecimiento para el panel completo (pasivos líquidos) y para América Latina. Para estos últimos autores este efecto sería mayor en el caso de las economías menos desarrolladas⁴.

3 También pueden verse los trabajos de King & Levine (1993), Beck, Levine & Loayza (2000), Levine, Loayza & Beck (2000) y Levine (2005), quienes sugieren que el desarrollo financiero contribuye al crecimiento.

4 Véase también el trabajo de tesis de Bebczuk (1999).

En contraste, otros estudios, tienen una visión diferente sobre esta relación y desacuerdan con la existencia de un vínculo positivo entre los mercados accionarios (o financieros) y el crecimiento. Por ejemplo, Singh (1997) sostiene que la volatilidad de los mercados accionarios podría exacerbar la inestabilidad macroeconómica y, por tanto, desalentar el crecimiento de las economías en desarrollo. A su vez, Devereux & Smith (1994) sugieren que la integración de los mercados accionarios podría generar una mayor diversificación de los riesgos y con ello una caída en el crecimiento económico. En síntesis, varios estudios, en su mayoría empíricos, sugieren que los mercados accionarios estarían positivamente correlacionados con un mayor crecimiento económico, aunque la evidencia no resulta totalmente concluyente en este sentido.

III. Series consideradas en las estimaciones

Las estimaciones realizadas en el trabajo, para analizar la relación entre el desarrollo accionario y el crecimiento, se basan principalmente en modelos de VEC. A tal efecto, se utilizan datos de periodicidad mensual.

Los principales índices bursátiles, correspondientes a la economía argentina, muestran una importante expansión, en particular en la última década. En efecto, tanto el índice de liquidez (MERVAL25), como el de capitalización bursátil (BURCAP), registraron una tendencia creciente a partir de 2002, con excepción de la crisis que hizo epicentro en el año 2008. No obstante, a partir de 2009 los mercados accionarios volvieron a crecer, superando incluso los niveles observados con anterioridad a la crisis subprime⁵.

En las últimas dos décadas la economía argentina experimentó, aunque con altibajos, un importante crecimiento. Al comienzo de los años noventa se implementó el Plan de Convertibilidad, que estableció un tipo de cambio fijo frente al dólar estadounidense. La reducción de la inflación lograda en ese período, la introducción de algunas reformas estructurales y el aumento de la inver-

5 El índice MERVAL25 está compuesto por las veinticinco acciones más representativas en términos de liquidez que se cotizan en el Mercado de Valores de Buenos Aires. 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. Por su parte, el índice BURCAP 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 acción en el total del índice es proporcional a su capitalización bursátil en la fecha base. Por tanto, el BURCAP es un índice basado en la capitalización bursátil y no en la liquidez como los índices MERVAL, o MERVAL25.

sión permitieron alcanzar elevadas tasas de crecimiento durante los primeros años de esa década. Sin embargo, la rigidez del tipo de cambio que imponía este programa, junto con la caída de los precios internacionales de los productos exportables, la devaluación de Brasil, el elevado nivel de deuda externa y la recesión que sufría la economía desde 1998 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 alto que el vigente durante la década de los noventa, mejoraron las condiciones internacionales y los términos del intercambio externos, lo que permitió a la economía experimentar un período de sostenidas y elevadas tasas de crecimiento durante varios años. Mientras que entre 1993 y 2001 la economía creció al 1.4% anual acumulativo, entre 2001 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) registraron también un importante crecimiento desde principios del nuevo milenio⁶. 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 2⁷.

Tabla 2. Coeficientes de correlación. Período 1993:1-2010:8

| | 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 |
| EMAE: estimador mensual de actividad económica, sin estacionalidad | | | | |

Fuente: Elaboración propia.

- 6 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). 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.

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

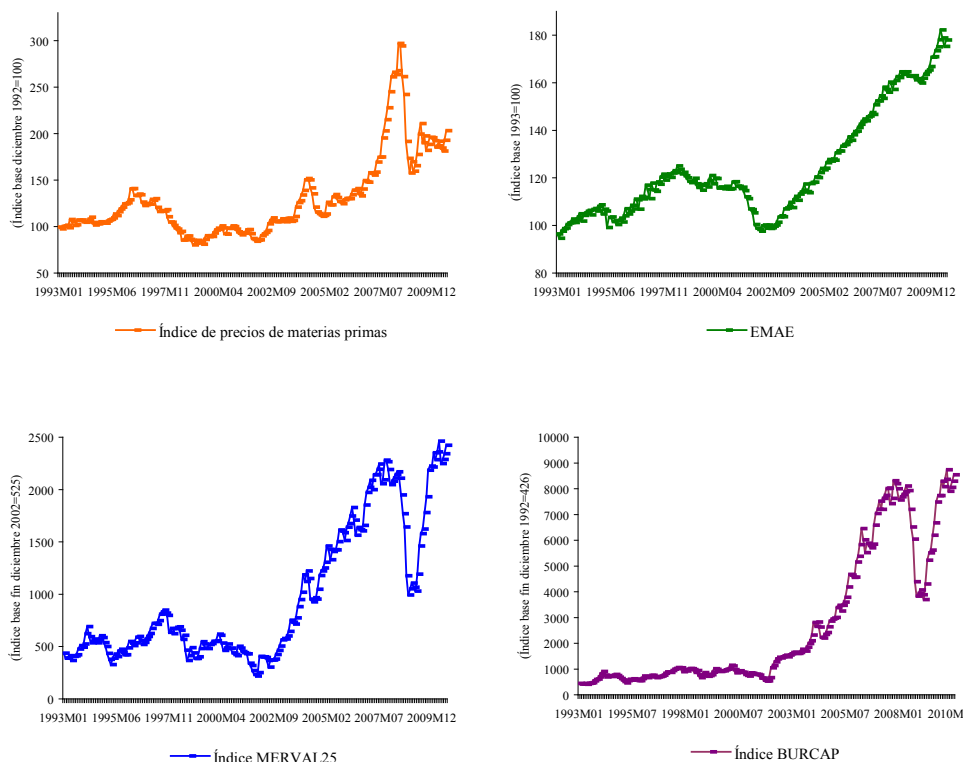
A fin de considerar las variables que podrían afectar al crecimiento de la economía, los modelos estimados incluyen, además de los índices accionarios y del nivel de actividad, a un índice de los precios internacionales de las materias primas y al índice de actividad industrial de las economías avanzadas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

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

Las variables consideradas en los diferentes modelos intentan reflejar la dependencia que presenta la Argentina con respecto al comportamiento de la economía mundial. Por representar este país una economía pequeña y abierta, los cambios que ocurran en algunos de los factores relevantes para el crecimiento no pueden ser alterados por las políticas domésticas. 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 & 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 escasez de divisas, crisis de balanza de pagos y ciclos de 'stop and go', que podrían dañar al crecimiento, mientras que un tipo de cambio real alto lo estimularía. El incremento de las tasas de interés en las economías avanzadas podría ralentizar sus economías y afectar las exportaciones de los países en desarrollo y con ello al 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 el nivel de actividad doméstico.

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*. El tres y cuatro al índice de apertura de la economía, el cinco y seis al tipo de cambio respecto del dólar estadounidense en términos reales y el siete y ocho a las tasas de Fondos Federales. Por último, los modelos nueve y

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)



Fuente: Cálculo propio.

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 (véase el Anexo 2).

De esta forma, se intentan considerar los principales factores que podrían afectar al crecimiento, haciendo la salvedad de que se están empleando datos mensuales en las estimaciones. Debido a ello, no se han podido incluir algunas variables que podrían influir también sobre el nivel de actividad (por ejemplo, cambios en la calidad de la educación, crecimiento de la fuerza laboral, tasas de inversión, etc.), por no disponer de información con dicha periodicidad.

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 los tests de causalidad en sentido de Granger y de exogeneidad. Previamente las series fueron estandarizadas, restando la media y dividiendo por el desvío estándar.

A) Tests de raíces unitarias

Para las pruebas de raíz unitaria se emplean los estadísticos Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y Phillips-Perron (Tabla 3).

Tabla 3. Pruebas de raíz unitaria. Estadísticos Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y Phillips-Perron. Período 1993:1-2010:8

| Series | 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 |
| Se utilizaron trece retrasos (la periodicidad más uno). Variables estandarizadas | | | | | |

Fuente: Elaboración propia.

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 PP). Por tanto, se considera que las variables serían integradas de orden uno⁸.

8 Las variables en primeras diferencias serían estacionarias.

IV. Estimaciones econométricas a través de modelos de VEC

Las estimaciones econométricas realizadas en el trabajo, destinadas a explicar la relación entre el indicador de actividad económica, los índices accionarios y otras variables relevantes vinculadas con el crecimiento, se basan en modelos de VEC (Modelo de Corrección de Equilibrio Vectorial), de acuerdo con la propuesta de Johansen (1988) y Johansen & Juselius (1990).

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 (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 distribuidos). 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 $r+1$ ⁹. 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 .

9 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.

En la Tabla 4, se muestran los resultados de los tests realizados 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"). 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 (solo incluye un intercepto).

Tabla 4. 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. |
|-----------------------------|----------------------|---------------------|-------|-----------------------------|---------------------------------|---------------------|-------|
| <i>Modelo uno</i> | | | | | | | |
| 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 |
| <i>Modelo dos</i> | | | | | | | |
| 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 |
| <i>Modelo tres</i> | | | | | | | |
| 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 |
| <i>Modelo cuatro</i> | | | | | | | |
| 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 |
| <i>Modelo cinco</i> | | | | | | | |
| 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 |

| <i>Modelo seis</i> | | | | | | | |
|---------------------|------|------|------|---------------|------|------|------|
| 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 |
| <i>Modelo siete</i> | | | | | | | |
| 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 |
| <i>Modelo ocho</i> | | | | | | | |
| 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 |
| <i>Modelo nueve</i> | | | | | | | |
| 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 |
| <i>Modelo diez</i> | | | | | | | |
| 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 caso¹⁰.

A) 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.

¹⁰ 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 tests de causalidad de Granger bivariados (“pairwise”) entre el indicador de actividad económica y el índice accionario (Tabla 5).

Tabla 5. 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 | 0.0* |
| 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 | 0.0* |
| 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 | 0.0* |
| 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 | 0.0* |
| 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 | 0.0* |
| 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 | 0.0* |
| 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 | 0.0* |
| 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 | 0.0* |
| 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 | 0.0* |
| 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 | 0.0* |

Fuente: elaboración propia.

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

Los tests de causalidad sugieren, en todos los casos, la posibilidad de rechazar la hipótesis nula 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 sugieren también que los movimientos en los índices accionarios se correlacionan positiva y significativamente con los cambios en el EMAE¹¹.

B) 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 accionarios¹². 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 6, los tests de exogeneidad débil sugieren que no es posible rechazar la hipótesis nula que el Merval25 (o el índice BURCAP)¹³ representan una variable débilmente exógena (al 5%), mientras que resulta posible rechazar la hipótesis inversa (que el EMAE sea débilmente exógena). 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

11 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.

12 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.

13 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 respecto del indicador de actividad.

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 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 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.

Tabla 6. 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"). | Prob. |
|--------|---|---|----------------------------|-----------------------------------|-------|
| 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 | 0.0* |
| 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 | 0.0* |
| Ocho | BURCAP | Dos/una | 1184.6 | 4.4 | 0.11 |
| | EMAE | Dos/una | 1180.5 | 12.5 | 0.0* |
| Nueve | MERVAL25 | Una/ninguna | 908.9 | 0.20 | 0.66 |
| | EMAE | Una/ninguna | 905.0 | 7.8 | 0.0* |
| Diez | BURCAP | Dos/una | 989.9 | 4.8 | 0.09 |
| | EMAE | Dos/una | 985.6 | 13.4 | 0.0* |

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 de liquidez y de capitalización para medir el desarrollo del mercado accionario. 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 de liquidez o de 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)¹⁴ estaría captando, de alguna forma, el tamaño del mercado, vale decir la participación a través del tiempo del indicador bursátil respecto del nivel de actividad.

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.

14 En índices 1993=1. Ambas relaciones son variables I(1). No resulta posible utilizar el PIB real trimestral, dado que se está trabajando con datos de periodicidad mensual.

Esta variable adicional representa una medida de incertidumbre o volatilidad respecto de dichos índices. En este caso, solo es posible observar causalidad y exogeneidad en el modelo que incluye al indicador de liquidez (MERVAL25).

C) Funciones de impulso-respuesta y análisis de descomposición de la varianza

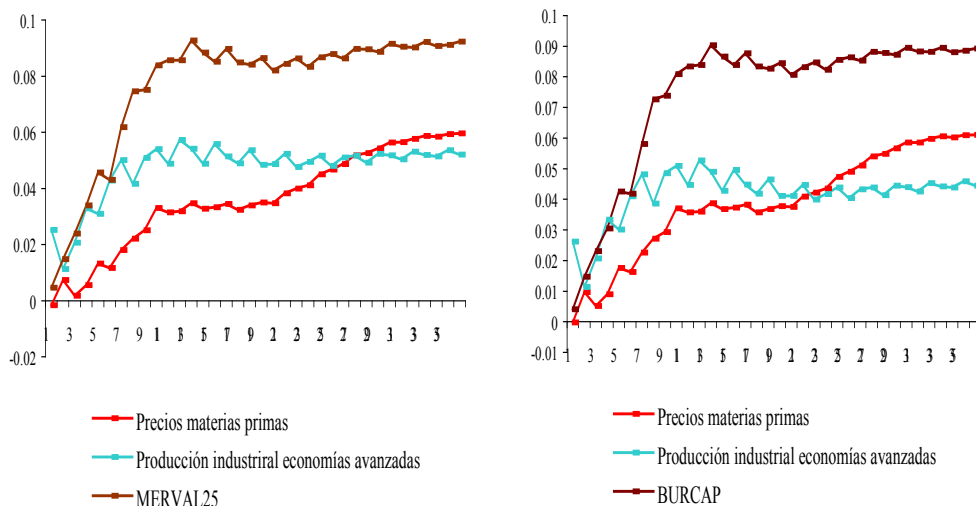
Los modelos de VEC permiten estimar las funciones de respuesta del indicador mensual de actividad económica, frente a los diferentes shocks correspondientes a las distintas variables del modelo, o sea el impacto dinámico de las perturbaciones aleatorias sobre el EMAE.

En las estimaciones se emplea la opción de Impulsos Generalizados planteada por Pesaran & 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 y 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 a su propio shock.

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 (Tabla 7). 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.

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

Gráfico 2. Funciones de impulso-respuesta del estimador mensual de actividad económica (EMAE) frente a diferentes shocks (una desviación estándar)



Fuente: elaboración propia.

Tabla 7. Análisis de descomposición de la varianza del EMAE correspondiente al modelo base, %

| <i>Modelo uno</i> | | | | | |
|---|---|---|------|----------|--|
| 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 | |
| <i>Modelo dos</i> | | | | | |
| 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 | |
| El modelo uno incluye al Merval25 y el dos al BURCAP, respectivamente | | | | | |

Fuente: elaboración propia.

V. Conclusiones

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

No obstante, no existe en la literatura una opinión unánime respecto del papel que podría desempeñar el desarrollo del mercado accionario en el crecimiento de mediano plazo de la economía. Para algunos autores (por ejemplo, Levine & Zervos, 1996), los mercados accionarios contribuirían a la movilización del ahorro, facilitarían la diversificación de los riesgos y un mejor control corporativo y estimularían la búsqueda de información y la reducción de costos en las transacciones financieras, lo que favorecería al crecimiento. Para otros, en cambio, se podría estar sobreestimado el papel de estos mercados en el crecimiento de la economía.

Este trabajo trata de analizar la relación entre el desarrollo del mercado accionario y el crecimiento (mediano plazo), en el caso particular de la economía argentina. A tal efecto, se utilizan modelos de VEC, cubriendo el período 1993:1-2010:8, y se realizan tests 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.

Los resultados muestran que ambos indicadores bursátiles (MERVAL25 y BURCAP) estarían co-integrados 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. Esta particularidad de las series de tiempo permite que los índices accionarios puedan ser considerados buenos indicadores para predecir el comportamiento futuro del nivel de actividad económica.

Los resultados están en línea con la teoría que establece que el desarrollo de los mercados financieros (accionarios) resulta una condición necesaria para alcanzar elevadas tasas de crecimiento económico, tal como se desprende del trabajo seminal de Schumpeter (1912).

No obstante, si bien las conclusiones sugieren que el desarrollo del mercado accionario podría ayudar a impulsar el crecimiento, el logro de este objetivo requeriría adicionalmente la aplicación de políticas macroeconómicas apropiadas, que favorezcan la generación del ahorro y la inversión. En este sentido, sería conveniente contar con políticas regulatorias, impositivas y legales tendientes a remover las barreras que frenan el desarrollo pleno de estos mercados y a promover su mayor eficiencia¹⁵.

El estímulo a la generación del ahorro y el desarrollo del mercado accionario podrían ayudar también a evitar las continuas salidas de capitales que ha sufrido la economía durante las últimas décadas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aghion, Philippe, & Peter Howitt. 1992. "A Model of Growth through Creative Destruction" *Econometrica*, 60: 323-351.
- Alfonso, Antonio, Raquel Ferreira, Edmund Freitas, Celso Nóbrega y José, Pinheiro. 2002. "Intermediaries, Financial Markets and Growth: some more International Evidence" Technical University of Lisbon. Mimeo.
- Arestis, Philip, Panicos Demetriades & Kul Luintel. 2001. "Financial Development and Economic Growth: the Role of Stock Markets" *Journal of Money, Credit and Banking*, 33: 16-41.
- Atje, Raymond, & Boyan Jovanovic. 1993. "Stock Markets and Development" *European Economic Review*, 37: 632-640.
- Bassanini, Andrea, Stefano Scarpetta & Philip Hemmings. 2001. "Economic Growth: the role of Policies and Institutions. Panel Data Evidence from OECD Countries" OECD Economics Department W.P. n° 283.
- Beczuk, Ricardo. 1999. "Essays in Corporate Saving, Financial Development and Growth" Tesis doctoral no publicada. University of Illinois at Urbana-Champaign.
- Beck, Thorsten, Ross Levine & Norman Loayza. 2000. "Finance and the Sources of Growth" *Journal of Financial Economics*, 58: 261-300.

15 Las fusiones de varias Bolsas regionales podrían ser un estímulo adicional para el desarrollo de estos mercados. Como ejemplo, la reciente fusión operativa de las Bolsas de Comercio de Santiago, Lima y Bogotá ha conformado el segundo mercado bursátil de la región, después del brasileño, con más de 550 empresas que cotizan y un volumen diario de operaciones que supera los 300 millones de dólares.

- Beck, Thorsten, & Ross Levine. 2002. "Stock Markets, Banks and Growth: panel Evidence" NBER Working Paper 9082. Cambridge, 1-23.
- Bhide, Amar. 1993. "The Hidden Costs of Stock Market Liquidity" *Journal of Financial Economics*, 34: 31-35.
- Caporale, Guglielmo, Peter Howells & Alaa Soliman. 2004. "Stock Markets Development and Economic Growth: the Causal Linkage" *Journal of Economic Development*, 29: 33-50.
- Dapena, José. 2009. "Rol del mercado de capitales en el crecimiento de la economía: literatura y evidencia para la Argentina" *CEMA. Serie Documentos de Trabajo* n° 393. Buenos Aires. Argentina.
- Davos, Marcelo, & Tomás Williams. 2010. "A Reevaluation of the Impact of Financial Development on Economic Growth and its Sources by Regions". Universidad de Belgrano. Buenos Aires. Argentina (hay una versión más reciente en español, 2010).
- Demirgüç-Kunt, Asli, & Ross Levine. 2001. "Financial Structure and Economic Development: Firm, Industry and Country Evidence" En *Financial Structure and Economic Growth. A Cross-Country Comparison of Banks, Markets and Development*. Cambridge, MA: The MIT Press.
- Devereux, Michael, & Gregor Smith. 1994. "International Risk Sharing and Economic Growth" *International Economic Review*, 35: 535-550.
- Enisan, Akinlo, & Akinlo Olufisayo. 2009. "Stock Market Development and Economic Growth: evidence from Seven Sub-Saharan African Countries" *Journal of Economics and Business*, 61: 162-71.
- Goldsmith, Raymond. 1969. *Financial Structure and Development*. New Haven: Yale University Press.
- Grossman, Gene, & Elhanan Helpman. 1991. "Quality Ladders in the Theory of Growth" *Review Economic Studies*, 58: 43-61.
- Harris, Richard. 1997. "Stock Markets and Development: a Reassessment" *European Economic Review*, 41: 139-46.
- Johansen, Soren. 1988. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors" *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.
- Johansen, Soren, & Katarina Juselius. 1990. "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Application to the Demand for Money" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-210.
- King, Robert, & Ross Levine. 1993. "Finance and Growth: Schumpeter might be right" *Quarterly Journal of Economics*, 108: 717-737.
- Kose, Ayhan. 2002. "Explaining Business Cycles in Small Open Economies. How Much do World Prices Matter?" *Journal of International Economics* 56: 299-327.
- Kose, Ayhan, & Raymond Riezman. 2001. "Trade Shocks and Macroeconomic Fluctuations in Africa" *Journal of Development Economics*, 65: 55-80.
- Leahey, Michael, Sebastián Schich, Gert Wehinger, Florian Pelgrin & Thorsteinn Thorgeirsson. 2001. "Contributions of Financial Systems to Growth in OECD Countries" OECD Economics Department W.P. n° 280.
- Levine, Ross. 1997. "Financial Development and Economic Growth: views and Agenda" *Journal of Economic Literature*, 35: 688-726.
- Levine, Ross. 2005. "Finance and Growth: theory and Evidence" En *Handbook of Economic Growth*, eds. Aghion P. y S. Durlauf. Ámsterdam: Elsevier.
- Levine, Ross, & Sara Zervos. 1996. "Stock Market Development and Long-Run Growth" *World Bank Economic Review*. 10(2): 323-39.

- Levine, Ross, & Sara Zervos. 1998. "Stock Markets, Banks and Economic Growth" *American Economic Review*, 88: 537-558.
- Levine, Ross, Norman Loayza & Thorsten Beck. 2000. "Financial Intermediation and Growth: causality and Causes" *Journal of Monetary Economics*, 46: 31-77.
- Lucas, Robert. 1988. "On the Mechanics of Economic Development" *Journal of Monetary Economics*, 22: 3-42.
- Luintel, Kul, & Mosahid Khan. 1999. "A Quantitative Reassessment of the Finance-Growth Nexus: evidence from a Multivariate VAR" *Journal of Development Economics*, 60: 381-405.
- Mckinnon, Ronald. 1973. *Money and Capital in Economic Development*. Washington D.C.: The Brookings Institutions.
- Mendoza, Enrique. 1995. "The Terms of Trade, the Real Exchange Rate and Economic Fluctuations" *International Economic Review*, 36: 101-137.
- Merton, Robert, & Zvi Bodie. 1995. "A Conceptual Framework for Analyzing the Financial Environment" En *The Global Financial System: a Functional Perspective*, eds. Chane B. et ál. Harvard Business School Press.
- Obstfeld, Maurice. 1994. "International Capital Mobility in the 1990s" CPER Discussion Paper, N° 902.
- Pesaran, Hashem, & Yongcheol Shin. 1998. "Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models" *Journal of Applied Econometrics*, 4: 29-59.
- Rebelo, Sergio. 1991. "Long-run Policy Analysis and Long-run Growth" *Journal of Political Economy*, 99: 500-521.
- Robinson, Joan. 1952. "The Generalization of the General Theory" En *The Rate of Interest and other Essays*. London: Macmillan.
- Rodrik, Dani. 2008. "The Real Exchange Rate and Economic Growth" Brookings Papers on Economic Activity, Fall. 1-46.
- Romer, Paul. 1986. "Increasing Returns and Long-run Growth" *Journal of Political Economy*, 94: 1002-1037.
- Romer, Paul. 1990. "Endogenous Technological Change" *Journal of Political Economy*, 98: 71-102.
- Rousseau Peter, & Paul Wachtel. 2000. "Equity Markets and Growth: cross Country Evidence on Timing and Outcomes, 1980-1995" *Journal of Business and Finance*, 24: 1933-1957.
- Schumpeter, Joseph. 1912. *The Theory of Economic Development*, Translated by R. Opie. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1934.
- Shaw, Edward. 1973. *Financial Deepening in Economic Development*. New York: Oxford University Press.
- Singh, Ajit. 1997. "Financial Liberalisation, Stock Markets and Economic Development" *Economic Journal*, 107: 771-782.
- Shleifer, Andrei, & Robert Vishny. 1986. "Large Shareholders and Corporate Control" *Journal of Political Economy*, 94: 461-488.
- Stern, Nicholas. 1989. "The Economics of Development: a Survey" *The Economic Journal*, 100: 597-685.
- Stiglitz, Joseph. 1985. "Credit Markets and the Control of Capital" *Journal of Money, Credit and Banking*, 17(2): 133-52.
- Stiglitz, Joseph. 1994. "The Role of the State in Financial Markets" En *Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics 1993*.

- Van Nieuwerburgh, Stijn, Frans Buelens & Ludo Cuyvers. 2006. "Stock Market Development and Economic Growth in Belgium" *Explorations in Economic History*, 43: 13-38.
- Vazakidis, Athanasios, & Antonios Adamopoulos. 2009. "Stock Market Development and Economic Growth" *American Journal of Applied Sciences*, 6: 1933-1941.

ANEXO 1. 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 (nota seis).

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). Fuente: INDEC. Serie sin estacionalidad.

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 (nota cinco).

Índice BURCAP: Corresponde al promedio mensual del índice diario. Fuente: Mercado de Valores de Buenos Aires (nota cinco).

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 (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. Ambas series en índices 1993:1=100. Serie sin estacionalidad.

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.

ANEXO 2. PRINCIPALES MODELOS ESTIMADOS. VARIABLES.

| 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 | |

