

AJUSTE DINÁMICO Y **EQUILIBRIO** ENTRE LA **PRODUCCIÓN** INDUSTRIAL Y LA **ACTIVIDAD BURSÁTIL** EN MÉXICO

FRANCISCO E. RON DELGADO*

Resumen

El documento pretende aportar algunos elementos en torno a la discusión teórica sobre si en verdad el desarrollo del sistema financiero y del mercado de valores en particular, ejerce algún efecto en el nivel de actividad productiva.

Se revisan brevemente las diferentes posiciones dentro del debate teórico mencionado, luego haciendo uso de procedimientos de análisis estadístico multivariado, y econométrico, particularmente mediante técnicas de cointegración y de modelos de corrección del equilibrio, se contrastan dos hipótesis: 1) el nivel de desarrollo del mercado de valores ejerce un efecto positivo en el nivel de crecimiento económico, y 2) el índice de precios y cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores y el valor de la producción industrial mantienen una relación de equilibrio de largo plazo y el primero puede ser un eficiente predictor del segundo.

Palabras clave: bursátil; industrial; cointegración; $VCEM$; Granger.

Clasificación JEL: C2; C49; C52; G19

Recibido: 11 de octubre de 2001.

Enviado a dictamen: 25 de octubre de 2001.

Aceptado: 30 de noviembre de 2001.

Del análisis se comprobó que en México, de 1987 a 2001, el indicador de desarrollo del mercado de valores resultó tener un efecto significativo en el nivel del PIB. Asimismo, considerando el periodo 1980 a 2001 se concluye que en la economía mexicana el valor de la producción industrial (VPI) y el índice de precios y cotizaciones de la bolsa de valores (IPC) guardaron una relación estable y de equilibrio de largo plazo tal, que las expectativas formadas en el mercado de valores tienen una probable vigencia estadística de hasta siete meses en que se manifiestan sobre el VPI ; lo anterior se reafirma al comprobarse que el IPC causa a la Granger al VPI .

Los resultados también sugieren que el crecimiento del IPC de cuatro meses a la fecha provoca un efecto positivo sobre el crecimiento en el valor de la producción industrial. También se encontró que existe un efecto positivo neto de tipo inercial que se acumula con una vigencia de hasta 12 meses en la trayectoria de crecimiento del VPI .

Por último, del modelo de corrección del equilibrio se concluye que entre ambas variables existe un efecto de ajuste a la baja, hacia su relación de equilibrio. Es decir, que el crecimiento esperado en el VPI suele sobreestimarse, en el corto plazo, en relación con la tendencia de largo plazo; por tanto, mes a mes hay un ajuste a la baja en la expansión mensual del VPI .

Introducción

Desde la perspectiva de la llamada “hipótesis del desarrollo” se atribuye considerable importancia al sistema financiero en el proceso del desarrollo económico y se postula incluso que la ausencia de un sistema financiero desarrollado limita el crecimiento económico. Entre los beneficios atribuidos al sistema financiero en el crecimiento y al desarrollo económico se cuenta la eficiente canalización de recursos hacia las actividades productivas, la formación de ahorro nacional, la efectiva red de pagos que facilitan los

* Comisión Nacional Bancaria y de Valores. Correo electrónico <fron@cnbv.gob.mx>. Las opiniones vertidas en el trabajo no coinciden necesariamente con las de la institución para la que labora el autor. Desde luego, la responsabilidad sobre los errores y juicios expresados corresponde en exclusiva al mismo. Se agradece la ayuda de Raúl Flores Ogarrio en la realización de una primera versión de este trabajo. El autor agradece los comentarios de dos árbitros anónimos de la revista.



intercambios comerciales y la captación de recursos foráneos y su asignación productiva.

No obstante, para otras posiciones teóricas la eficacia y el uso eficiente de las finanzas no deben considerarse como una condición suficiente para alcanzar el crecimiento económico y más aún desconocen que la influencia transite del sistema financiero hacia el desarrollo económico, por el contrario, señalan que el desarrollo del sistema financiero es sólo una expresión del desarrollo del sector “real”.

El debate teórico existente invita, en principio, a investigar si alguno de estos dos puntos de vista es comprobable en la experiencia mexicana. Este trabajo tiene dos objetivos: 1) verificar la existencia de alguna relación o influencia entre el desarrollo del mercado de valores y el crecimiento económico, y 2) verificar y cuantificar si hay una relación estable de equilibrio y de largo plazo entre la actividad en la economía real y los movimientos en el mercado de valores.

El artículo se organiza en dos grandes secciones. En la primera se hace un recorrido por las diferentes posiciones teóricas en torno a la importancia estratégica del sistema financiero en el desempeño de la actividad económica “real”; para ello se enuncian los canales por los cuales se vinculan la estructura financiera y el crecimiento económico; y se discuten las funciones básicas que desempeña el sistema financiero y cómo éstas pueden afectar el desarrollo económico. También se presentan argumentos teóricos que respaldan la hipótesis sobre la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre un mercado de valores desarrollado y el crecimiento económico; se termina discutiendo sobre la posibilidad de considerar al mercado de valores como un eficaz predictor de la actividad real, haciendo un recuento de algunos trabajos empíricos al respecto.

La segunda parte se concentra en la contrastación empírica de los dos objetivos del trabajo: 1) si el desarrollo del mercado de valores tiene un efecto positivo en el crecimiento económico, y 2) si hay una relación estable y de equilibrio entre el mercado bursátil y la actividad produc-

tiva. Para ello se construye un indicador de desarrollo del mercado bursátil mediante procedimientos de análisis multivariado y se aplican procedimientos econométricos; específicamente se construye un vector de cointegración y un modelo de corrección del equilibrio, lo mismo que pruebas de causalidad de Granger.

El mercado de valores y la economía “real”

Antecedentes

En 1911 Joseph Schumpeter argumentaba que los servicios que ofrecen los intermediarios financieros –movilizar ahorros, evaluar proyectos, administrar riesgos, monitorear empresas y facilitar las transacciones– son esenciales para la innovación tecnológica y el desarrollo económico, por lo que la política de los gobiernos debe estar orientada a promover el desarrollo del sistema financiero. Trabajos empíricos de Goldsmith [1969] y McKinnon [1973] ilustran la estrecha relación entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico en algunos países. Pero numerosos economistas destacados creen que el sistema financiero es un factor relativamente poco importante en el desarrollo económico. Robinson [1952] sostiene que el desarrollo financiero es simplemente una consecuencia del desarrollo económico.

Éste, de acuerdo con tal punto de vista, crea la demanda por diferentes tipos particulares de arreglos financieros y el sistema financiero responde automáticamente a estas demandas. Algunos otros economistas no sólo no creen que la relación sistema financiero y desarrollo económico sea importante; Lucas [1988] declara que en ocasiones se sobrevalora el papel de los factores financieros en el crecimiento económico.

No obstante el reconocimiento del debate, la mayoría de los razonamientos teóricos y las evidencias empíricas sugieren la existencia de una relación positiva de primer orden entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico, pues hay evidencia firme de que el nivel de desarrollo del sistema financiero es un buen predictor de las tasas futuras del crecimiento económico, de la acumulación de capital y del cambio tecnológico. Asimismo, se identifican dos canales fundamentales por los cuales la estruc-



tura financiera y el crecimiento están relacionados: 1) un sistema financiero desarrollado incrementa la eficiente asignación de capital, y 2) un sistema financiero desarrollado adecua el precio de los recursos a la demanda por inversión y puede incrementar la proporción de ahorro que es conducido hacia ésta.

Sistema financiero, mercado de valores y desarrollo económico

Los costos de adquirir información y realizar transacciones crean los incentivos para el surgimiento del mercado e instituciones financieras. Visto de forma diferente, Arrow [1964] y Debreu [1959] establecen una estructura contingente en la cual, al no existir costos de transacción e información, no hay necesidad de un sistema financiero que gaste recursos investigando proyectos, evalúe administradores o diseñe acuerdos para mitigar la administración de riesgo y facilite las transacciones. Entonces cualquier teoría que trate de explicar el papel del sistema financiero en el crecimiento económico (implícito o explícito) deberá incorporar fricciones específicas. Los mercados e instituciones financieras deberían desarrollarse para mejorar los problemas creados por las fricciones en la información y las transacciones. Diferentes tipos y combinaciones de los costos de transacción e información han motivado distintos mercados, instrumentos e instituciones financieras.

Una de las funciones primarias del sistema financiero para enfrentar los problemas creados por los costos de transacción e información es facilitar la asignación de recursos con que cuenta una economía, a través del espacio y tiempo, en un ambiente incierto. Esta función primaria se puede abrir en cinco funciones básicas.¹

- Facilitar la negociación, cobertura, diversificación y combinación del riesgo.
- Asignar recursos.
- Evaluar a los administradores y el control corporativo.
- Movilizar ahorros.
- Mejorar el sistema de pagos.

¹ Véase Ross Levine, [1996].

En el caso particular del mercado de valores, algunos autores argumentan que éste ofrece servicios que fomentan el crecimiento económico. Greenwood y Smith [1997] han mostrado que un gran mercado de valores puede reducir los costos de movilización de ahorro y por tanto facilita la inversión en tecnologías productivas.

Bencivenga, Smith y Star [1996] y Levine [1991] argumentan que la liquidez en el mercado de valores es importante para el crecimiento. Es decir, aunque algunas inversiones rentables requieren comprometer capital durante periodos largos, a los ahorradores no les agrada renunciar por tanto tiempo al control de sus ahorros. La liquidez en el mercado de valores suaviza esta relación al proveer activos que los ahorradores puedan vender fácilmente. Simultáneamente las empresas tienen la oportunidad permanente de incrementar su capital con la emisión de activos. Kyle [1984] y Holmstrom y Tirole [1995] argumentan que la liquidez en el mercado de valores incrementa los incentivos para obtener información acerca de las empresas y esto a su vez promueve un mejor gobierno corporativo.

Obstfeld [1994] muestra que la distribución internacional del riesgo de los activos por medio de la integración internacional de los mercados de valores mejora la asignación de recursos y puede acelerar la tasa de crecimiento económico.

Por lo anterior podemos decir que un buen funcionamiento del mercado de valores tiene una gran importancia para el crecimiento económico. La teoría sugiere que el tamaño del mercado de valores, su liquidez y su integración con los mercados mundiales de capital podrían afectar el crecimiento económico. Se supone que el tamaño del mercado está positivamente correlacionado con la habilidad de movilizar capital y diversificar el riesgo. La liquidez podría influir de manera importante en el crecimiento al promover la inversión en proyectos de largo plazo e incentivar la adquisición de información de empresas y administradores. La habilidad para diversificar el riesgo en las carteras internacionales puede influir en las decisiones de inversión y en la tasa de crecimiento a largo plazo. Las barreras al flujo internacional de capitales podrían



reducir la habilidad de los inversionistas para diversificar el riesgo en las carteras internacionales.

- *Liquidez.* La principal manera con la que el mercado de valores puede afectar la actividad económica es la liquidez. Muchos proyectos con altos rendimientos requieren un compromiso de capital a largo plazo. Sin embargo, los inversionistas rechazan delegar el control de sus inversiones por periodos largos. Sin la liquidez del mercado de valores, se podrían realizar menos inversiones en proyectos de alta rentabilidad. La liquidez en los mercados de valores reduce el riesgo y el costo de invertir en proyectos que no liquidarán en largo tiempo: con un mercado de valores líquido, los inversionistas iniciales no pierden el acceso a sus ahorros durante la duración del proyecto de inversión porque ellos pueden vender de manera rápida, barata y confidencial su posición en la compañía. Entonces un mercado de valores líquido ayuda a las inversiones de largo plazo, potencialmente proyectos de alta rentabilidad; de este modo mejora la asignación de capital y promueve proyectos de crecimiento a largo plazo.
- *Adquisición de información y mercados integrados.* El mercado de valores podría promover la adquisición de información de las empresas. En mercados líquidos será más sencillo para los inversionistas que han adquirido información realizar operaciones a precios dados. Esto les permitirá ganar dinero antes que la información sea pública y que los precios cambien. La habilidad de obtener ganancias de la información estimulará a los inversionistas a investigar y monitorear a las empresas. Una mayor y mejor información de las empresas promoverán una mejor asignación de los recursos y estimulará el crecimiento económico.

La diversificación del riesgo por medio de los mercados integrados internacionales de valores es otro vehículo por el cual un mercado de valores desarrollado podría influir en el crecimiento económico. Los modelos desarrollados por Saint-Paul [1992], Devereux y Smith [1994] y Obstfeld [1994] muestran que una mayor diversidad del riesgo puede influir en el crecimiento por el cambio

a inversiones de alto rendimiento. Debido a que las inversiones de altos rendimientos tienden a ser comparativamente riesgosas, una mejor diversificación de riesgos, por medio de los mercados integrados internacionales de valores, fomenta inversiones en proyectos de altos rendimientos.

- *Eficiencia y movilización del ahorro.* Se dice que un mercado de valores será eficiente si el precio de las acciones incorpora toda la información asequible en el mercado. Por tanto, el precio de las acciones en un mercado eficiente proporciona un buen indicador del desempeño de las empresas y su valor de largo plazo. Un mercado de valores desarrollado puede promover el control corporativo de las empresas; al respecto, Diamond y Verracchia [1982] y Jensen y Murphy [1990] demuestran que un mercado de valores eficiente ayuda a mitigar el problema del agente principal, reduce los incentivos a realizar acciones imprudentes e incrementa el precio de las empresas. Por ejemplo, la publicación de las operaciones de las acciones en el mercado de valores, que refleja información eficiente acerca de las empresas, permite a los tenedores de acciones relacionar la compensación a la gestión administrativa al índice de precios de las acciones. Relacionando el desempeño de las acciones con la gestión, se ayuda a alinear los intereses de los administradores con los tenedores de activos.

En términos del incremento del capital, un mercado de valores grande, líquido y eficiente puede fomentar la movilización del ahorro. Por la aglomeración de ahorros, el mercado de valores extiende el conjunto factible de proyectos de inversión. Dado que algunos proyectos valiosos requieren grandes inyecciones de capital, y si algunos presentan economías de escala, el mercado de valores que moviliza recursos puede promover la eficiencia económica y acelerar el crecimiento.

De los argumentos anteriores se puede derivar la hipótesis de que un mercado de valores desarrollado, líquido y eficiente promueve el crecimiento económico.



El mercado de valores como predictor de la actividad “real”

La estimación de la actividad económica real es un componente crítico en muchas decisiones. Los negocios soportan la formación de sus planes estratégicos de producción en estas estimaciones. Las decisiones políticas para elegir el patrón de la política monetaria o la composición del presupuesto público consideran de manera muy importante estas predicciones. Lo apropiado de estas decisiones depende, en gran parte, de la calidad de las estimaciones de la actividad económica real.

A pesar de su gran importancia, estimar la actividad económica real puede ser irrealizable. Las estimaciones basadas en modelos macroeconómicos, algunas veces, son obstaculizadas por los retrasos en la información e inexactitud de los datos y por la complejidad de los modelos de predicción. Estas dificultades han originado un creciente interés en el uso de variables financieras como complemento de los modelos de predicción tradicionales de la actividad económica real. Algunas ventajas de las estimaciones basadas en variables financieras son la facilidad de implementación y que la información está disponible y con menores riesgos de errores de medición.

Algunos trabajos, como los de Bosner y Tomithy R. Morley [1997], Estrella y Mishkin [1996] y Haubrich y Dombrosky [1996] consideran la diferencia entre las tasas de interés de largo y corto plazos o el margen de rendimiento (*yield spread*)² como una forma eficaz de estimar la actividad económica real en Estados Unidos y otros países industrializados.

Fama [1981] encontró en sus pruebas empíricas evidencia estadística de la existencia de una relación positiva entre los rendimientos del mercado de valores y la futura actividad económica real, gastos de capital, tasa de rendimiento del capital y producción. La tasa de crecimiento de la producción industrial fue la única variable real que presentó una fuerte relación con los rendimientos del mercado de valores.

² Yield Spread se define como la diferencia en un punto en el tiempo entre el rendimiento de dos activos con diferentes periodos de vencimiento.

Pérez-López [1995] desarrolla un modelo simple de equilibrio general de una economía abierta de dos sectores: semicomerciable y comerciable. La oferta agregada del bien semicomerciable como función del precio relativo sirve de base para establecer una relación inversa entre el producto interno bruto y el tipo de cambio real. Utilizando la técnica de cointegración para análisis de series de tiempo, construye un modelo para determinar la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre el índice de producción industrial y el índice del tipo de cambio real peso-dólar, estimándolo para el periodo 1980-1994.

Choi *et al.* [1999] examinan la relación entre los rendimientos rezagados del mercado de valores y la tasa de crecimiento de la producción industrial para los países integrantes del G-7, utilizando las pruebas de cointegración y causalidad. El fundamento teórico de esta relación se basa en el modelo de valuación del flujo de caja descontado, que establece que el índice de precios del mercado accionario refleja las expectativas de los inversionistas acerca del comportamiento futuro de las variables económicas, tales como las ganancias corporativas o su variable proxi agregada, la producción industrial. Si en promedio estas expectativas son correctas, los rendimientos rezagados del mercado accionario deberían estar correlacionados con la tasa contemporánea de crecimiento de la producción industrial. Esto es, el rendimiento real del mercado accionario debería proveer información sobre la evolución de la producción industrial. Los resultados muestran una correlación entre la tasa de crecimiento de la producción industrial y los rendimientos rezagados del mercado de valores.

Habibullah *et al.* [2000] emplea una prueba de causalidad de largo plazo de Granger propuesta por Toda y Yamamoto [1995] para probar la relación causal entre los rendimientos del mercado de valores y cinco variables macroeconómicas: oferta de divisas, ingreso nacional, nivel de precios del consumo, tasa de interés y tasa de cambio real efectiva. El propósito de este estudio es determinar si los rendimientos del mercado de valores son un indicador líder de la actividad económica futura. Los resultados encontrados por Habibullah *et al.* [2000] fueron: i)

la oferta monetaria es un elemento que explica parte del comportamiento del nivel de precios del mercado de valores; ii) el nivel de precios del mercado de valores afecta el ingreso nominal; iii) el nivel de precios del mercado de valores afecta el nivel de precios del consumo; iv) la tasa de interés afecta el nivel de precios del mercado de valores, y v) el nivel de precios del mercado de valores afecta la tasa de cambio real.

Tomando en cuenta las anteriores referencias se postula una segunda hipótesis de trabajo: La actividad en el mercado de valores y la actividad económica real guardan una relación de equilibrio y el primero puede ser un buen predictor del segundo.

Mercado de valores y actividad industrial en México

Medición del grado de desarrollo del mercado de valores

De acuerdo con Levine y Zervos [1996], el desarrollo del mercado de capitales tiene efectos positivos, específicamente en la liquidez en los mercados, la diversificación del riesgo, la adquisición de información sobre las empresas, el control corporativo y la movilización de los ahorros.

La teoría no ofrece un concepto único para definir el desarrollo del mercado de capitales que ayude a dirigir la inversión empírica; en realidad, en la mayoría de las investigaciones se sugiere que el desarrollo del mercado de capitales involucra elementos como el tamaño relativo del mercado, su actividad y su liquidez, entre otros.

- *Tamaño.* Siguiendo la propuesta de Levine y Zervos [1996], el dimensionamiento del mercado de valores se realizará utilizando la razón del importe de la capitalización del mercado respecto del valor del producto interno bruto. La idea que se encuentra subyacente en este concepto para vincularlo con la noción de desarrollo de mercado es que el tamaño del mercado de valores se encuentra positivamente correlacionado con su capacidad para actuar como eficiente medio para movilizar el capital y diversificar el riesgo.

El coeficiente utilizado es:

$$TAM = \frac{VM}{PIB}$$

Donde:

VM = valor del mercado de valores mexicano.

PIB = producto interno bruto nacional.

Los datos utilizados tienen una frecuencia trimestral y cubren el periodo de marzo de 1987 a marzo de 2001.

- *Liquidez.* Para medir la liquidez del mercado de valores se utilizaron dos indicadores que aproximan a este concepto. El primero se refiere al cociente entre el valor de las operaciones del mercado entre el producto interno bruto, de manera que se obtiene una valoración relativa de las operaciones con respecto al tamaño de la economía. Este indicador complementa la medición del tamaño del mercado presentada antes, puesto que un mercado puede ser muy grande pero poco activo, esto es, que en él se realizan pocas operaciones. En una situación de ese tipo, los inversionistas tendrán dificultad para “realizar” o “liquidar” sus inversiones, no obstante que el tamaño del mercado sea grande, limitando así la asignación de los recursos.

En nuestro caso se utiliza la siguiente razón:

$$LIQ.1 = \frac{OT}{PIB}$$

Donde:

OT = operación total en el mercado de valores.

PIB = producto interno bruto mensual.

Los datos también presentan frecuencia y cobertura similares a los comentados.

El segundo indicador de liquidez ofrece información sobre el grado de actividad del mercado y complementa las medidas sobre el tamaño del mismo, pues no importaría



que un mercado fuese pequeño si al menos es suficientemente líquido. La razón utilizada es la siguiente:

$$LIQ.2 = \frac{OT}{VM}$$

Donde:

OT = operación total en el mercado de valores.

VM = valor del mercado de valores mexicano.

La cobertura y la frecuencia son las mismas que en los casos anteriores.

Los indicadores de liquidez se incorporan en la definición del índice de desarrollo del mercado de valores dado que la liquidez en el mercado puede influir de manera importante en el crecimiento económico, haciendo más fácil la inversión en proyectos de gran tamaño y de largo plazo a partir de promover la adquisición de información sobre las empresas y los administradores.

Mediante la combinación de estos indicadores se construye un indicador de desarrollo del mercado de valores, mismo que, junto con otras variables macroeconómicas de importancia, se incorpora a un modelo de regresión del tipo:

$$PIB = \alpha X + \phi(\text{ÍNDICE}) + \mu$$

donde X se compone de algunas variables macroeconómicas de las que se presume una influencia importante en el comportamiento del producto interno bruto e ÍNDICE se refiere a la combinación lineal de las razones descritas.

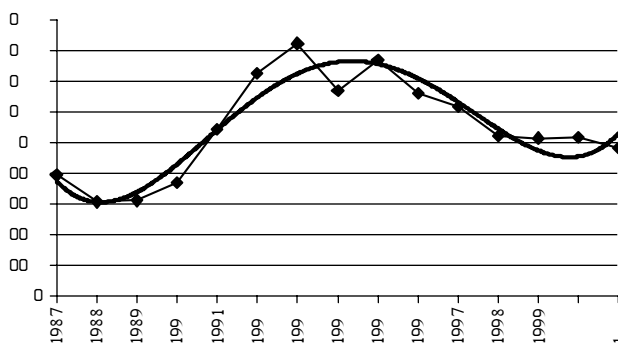
Desarrollo del mercado de valores y el crecimiento económico en México

El índice de desarrollo del mercado de valores se construyó con una técnica de reducción de información mediante análisis multivariado.³

³ El procedimiento es el de componente principal. El indicador obtenido explica más de la mitad del comportamiento de las tres variables combinadas y sobre él presentó la mayor influencia el indicador de liquidez 2, seguido del de tamaño del mercado y finalmente el de actividad del mercado (liquidez 1).

En la gráfica se muestra el promedio anual de los valores trimestrales del índice construido y de ello se desprende que tras el *crack* de 1987 se extiende una etapa de casi dos años de contención del desarrollo del sector, seguida de un crecimiento sostenido, contemporáneo de las acciones de reestructuración y modernización del sector.

Índice de desarrollo del mercado de valores
(Comportamiento y tendencia)



El máximo histórico se alcanzó en 1993 y desde entonces se presenta una trayectoria decreciente que parece comenzar a revertirse a partir de 2000, según lo expresa la línea de tendencia graficada.

Después de ello y considerando que el gasto de gobierno y el tipo de cambio real son postulados por algunos trabajos revisados al respecto⁴ como variables relevantes para la realización de pronósticos sobre el comportamiento del producto, se decidió aplicar, para el caso nacional, un modelo que considere tales variables y evaluar si el índice de desarrollo del mercado de valores reporta significancia estadística para adelantar el comportamiento de la actividad económica en México.

El modelo fue el siguiente:

$$PIB = \alpha X + \phi(\text{ÍNDICE}) + \mu$$

⁴ Véase Pérez-López [1995] y Levine y Zervos [1996].



Donde:

X = es un vector de variables macroeconómicas que incluye las variables $DGOB$, que corresponde al crecimiento del gasto de gobierno, y TCR , que se refiere al tipo de cambio real.

\hat{INDICE} = se refiere a la componente principal de los indicadores de liquidez, actividad y tamaño del mercado de valores.

μ = error de estimación.

El resultado de la estimación se muestra en el cuadro. En él se muestra que las dos variables macroeconómicas sugeridas por otros estudios parecen tener influencia positiva en el nivel del producto en el caso de México de 1987 a 2001.

Variable dependiente: PIB
Sample (adjusted): 1987:2 2001:2
Número de observaciones: 57

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico "t"	Valor de P
\hat{INDICE}	0.743159	0.176199	4.217714	0.0001
D(GOB)	1.45E-09	5.73E-10	2.524591	0.0146
TCR	0.001602	0.000221	7.237837	0.0000
Jarque-Bera	3.541			0.17
Breusch-Godfrey	1.014			0.3696
ARCH	1.104			0.3391
No multicolinealidad	ϵ			
Permanencia estructural	ϵ			

ϵ significa que existe o que se cumple el supuesto.

Por lo que corresponde al indicador de desarrollo del mercado de valores, los resultados sugieren una fuerte relación positiva entre éste y el PIB (0.743), es decir, durante esos años en México el nivel de desarrollo del mercado bursátil manifestó un efecto favorable en el desempeño de la actividad económica en su conjunto. Las demás variables resultaron también positivas en su efecto en el PIB, por influir directamente la demanda agregada, como en el caso del gasto de gobierno; o de manera indirecta, por su efecto en las exportaciones, en el caso del tipo de cambio real.

La relevancia estadística de la acción del índice de desarrollo del mercado de valores en el PIB sugiere una interesante relación que, sin embargo, no deja de ser parcial y por tanto no es completamente conclusiva para la construcción de un argumento explicativo completo y robusto sobre el comportamiento de la actividad económica. La utilidad y relevancia de este resultado es que establece y comprueba el vínculo entre el grado de desarrollo del mercado bursátil de una economía y su actividad real en un periodo determinado, en este caso para México, de 1987 a 2001.

La relación de equilibrio entre el mercado bursátil y la actividad industrial en México

Después de haber mostrado la existencia de un efecto positivo en la actividad económica, como resultado del desarrollo del mercado de valores, en esta sección se contrasta la hipótesis de la existencia de una relación de equilibrio y de largo plazo entre la actividad del mercado de valores y el nivel de actividad económica, medido con el índice de volumen de la producción industrial.

Para ello, utilizando información pública proveniente del Banco de México y la Bolsa Mexicana de Valores, sobre la producción industrial y la actividad bursátil, respectivamente, se tratará de comprobar la hipótesis de que hay una relación de equilibrio estable de largo plazo entre ambas variables, durante el periodo 1980 a 2001, utilizando el procedimiento en etapas de Engel y Granger [1987].

- *Metodología*

- a) Cointegración y modelo de corrección del equilibrio.

En el campo del análisis empírico en economía, durante las últimas décadas ha surgido un particular interés en el uso de modelos uniecuacionales con la especificación de vectores autorregresivos (VAR), atendiendo al orden de integración de las series, el concepto de cointegración y modelos de corrección del equilibrio. Los modelos VAR, en el contexto de la presencia de cointegración entre las series utilizadas,



permiten analizar hipótesis sobre la presencia de relaciones de largo plazo entre las variables y constituyen la base de muchos análisis de contrastación de hipótesis sobre relaciones de equilibrio postuladas por la teoría económica, a la vez que permite estimar modelos econométricos para el análisis estructural, el pronóstico de magnitudes específicas o la simulación de políticas alternativas que incorporan la información proporcionada por tales relaciones.

El origen de las metodologías de este tipo es la necesidad de dar respuesta a las limitaciones explicativas y de aplicación de los modelos de ecuaciones simultáneas (MES), los modelos integrados autorregresivos y de promedios móviles (ARIMA), y los basados en la función de transferencia (en especial estos últimos, porque suelen basarse en la diferenciación de las variables que implica el abandono de las relaciones de largo plazo –inmersas en los niveles de las series– en favor del estudio de sus cambios en el tiempo) dando pie al desarrollo de la teoría de cointegración y mecanismo de corrección de error, hoy día mejor identificado como modelo de corrección de equilibrio.

La combinación de ambos enfoques permitió solucionar dos problemas fundamentales en econometría: 1) la frecuente comprobación errónea de relaciones espurias entre variables, con coeficientes de determinación falsamente altos y con fuertes problemas de autocorrelación residual; 2) la aparente solución al problema anterior (modelos Box-Jenkins) que proponía la modelización sólo de series diferenciadas que garantizaban ser estacionarias y no generadoras de relaciones espurias, pero con lo que se perdían las relaciones de largo plazo.

Así, la combinación de los modelos de cointegración y de corrección del equilibrio permiten: 1) discriminar entre relaciones de largo plazo “verdaderas”, de las espurias y facilitar su estimación, con la ventaja de que se obtienen estimadores superconsistentes –con lo que se soluciona uno de los problemas de la diferenciación–, y 2) la modelización de ajustes de corto plazo introduciendo términos dinámicos.

Antes de intentar explicar el significado de cointegración es necesario comenzar por definir los conceptos de estacionaridad e integrabilidad de un proceso.

Considerando una serie temporal como la realización de un proceso estocástico se dirá que éste es estacionario⁵ si sus momentos de primero y segundo órdenes⁶ son finitos, es decir, no dependen del tiempo. En particular, la existencia de no estacionaridad en varianza puede deberse a la existencia de raíces unitarias en el polinomio de la representación autorregresiva del proceso.

Si un proceso estocástico presenta una raíz unitaria se dirá que el proceso es integrado de orden uno y se mostrará como $I(1)$. Un proceso integrado implica que el valor actual de la serie en x_t depende de todos los choques aleatorios pasados, sin que su efecto se desvanezca en el tiempo, es decir, que el proceso tiene “memoria ilimitada”⁷ frente a un proceso estacionario ($I(0)$) cuyo valor en x_t no depende más que de un limitado y cercano número de efectos aleatorios identificables en el tiempo.

Si dos procesos tienen el mismo orden de integración es posible que haya una combinación de ambos tal, que genere un nuevo proceso con la característica de ser estacionario. A la combinación que logra esto se le denomina vector de cointegración. En otras palabras, pueden haber relaciones estables entre los niveles de variables integradas que serán estacionarias, tal como lo propone en muchos casos la teoría económica; a este tipo de relaciones no espurias las denominaremos relaciones de cointegración. Las desviaciones de esa relación de equilibrio de largo plazo (medidas por el

⁵ Estacionario en sentido débil. Si un proceso no es estacionario en la media, ello puede solucionarse introduciendo elementos deterministas en la especificación del proceso; sin embargo, la no estacionaridad en varianza origina que las distribuciones utilizadas en la inferencia tradicional no apliquen y los estadísticos converjan a distribuciones no degeneradas.

⁶ Se refiere a la media y a la varianza de las series, respectivamente.

⁷ Como se explica más adelante, una forma de verificar la estacionaridad de un proceso es mediante la contrastación de la hipótesis de existencia de raíces unitarias en la representación del proceso. Las pruebas comunes son la aumentada de Dickey-Fuller y Phillips-Perron.

error en una regresión) miden el retardo en la respuesta de la variable dependiente frente a modificaciones en las variables explicativas. Puesto que se trata de una relación de cointegración las diferencias serán estacionarias y por tanto transitorias.

El mecanismo de corrección del equilibrio incorpora estas desviaciones en una modelización que recoge la relación a largo plazo entre las variables, es decir, la relación de cointegración junto con las primeras diferencias y retardos de las variables involucradas que son, por tanto, estacionarias y explican la evolución a corto plazo.

Así pues, para la correcta especificación de una relación estable y de equilibrio se requerirá establecer correctamente un vector de cointegración que proporcionará los elementos de largo plazo en la relación y después desarrollar un modelo de corrección del equilibrio para los ajustes de corto plazo.

El procedimiento de Engel y Granger [1987] propone un procedimiento confiable para determinar correctamente una relación estable y de equilibrio entre variables, como es el caso del volumen de producción industrial y el índice de precios y cotizaciones de la bolsa mexicana de valores. Seguiremos en esta investigación su metodología y a continuación se describe brevemente.

b) El procedimiento en etapas de Engel y Granger. El primer paso del procedimiento requiere que se verifique el grado de integración de las series y se compruebe si ambas son del mismo grado de integración. Para realizar esta operación se puede utilizar, indistintamente, la prueba aumentada de Dickey-Fuller [1981] o la generalización de Phillips-Perron [1988].

La idea en ambos casos es verificar si un proceso estocástico cualquiera tiene o no "memoria" ilimitada, es decir, si los acontecimientos pasados no disminuyen su influencia en el presente, lo cual es observable en la significancia estadística de los rezagos en una presentación autorregresiva del mismo proceso.

Considerando la metodología de Dickey y Fuller,⁸ ellos proponen el siguiente modelo para evaluar si una serie es o no integrada:

$$\Delta x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^{-1} \gamma_i \Delta x_{t-i} + \lambda \quad [1]$$

y contrastan la hipótesis de que $\beta_0 = \beta_1 = \alpha = 0$, mediante el uso del estadístico ϕ o estadístico Dickey-Fuller aumentado (ADF).⁹ La prueba de decisión consiste en verificar si el valor del coeficiente ϕ (estadístico ADF) es mayor o menor a los valores críticos correspondientes;¹⁰ si no se rechaza la hipótesis, el proceso se identificará como integrado, dependiendo su orden de integración del número de diferencias (d) que deberían tomarse para que el proceso se vuelva estacionario, denotando su orden de integración como I(d).

Para contrastar la hipótesis de que dos variables mantienen una relación de equilibrio, es decir, se cointegran se requiere que todas sean procesos integrados del mismo orden.

El paso siguiente en el procedimiento de Engel y Granger es estimar la relación de equilibrio de largo plazo del tipo:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + \varepsilon_t \quad [2]$$

⁸ La prueba de Phillips-Perron propone el modelo $\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$. Mientras que la prueba de ADF corrige para altos órdenes de correlación serial diferenciando términos en la parte derecha de la fórmula, la prueba PP evalúa un AR(1) para considerar la correlación serial en ε .

⁹ El estadístico ADF se construye como cualquier prueba "F", es decir:

$$\phi = \frac{R - SR}{SR}$$

Donde:

r = número de restricciones.

T = número de observaciones.

k = número de parámetros estimados en el modelo sin restricciones.

Los subíndices R y SR se refieren al modelo restringido y sin restringir.

¹⁰ Los valores críticos fueron definidos por Mc Kinnon según los grados de libertad, el nivel de significancia y si en la prueba se considera la constante, tendencia y rezagos de la variable.



Si las variables y_t y z_t están cointegradas, una estimación por mínimos cuadrados ordinarios generará estimadores superconsistentes para cada uno de los parámetros. Para verificar si las variables están cointegradas se procederá a analizar los residuales estimados de la relación de largo plazo. Si se encuentra que las desviaciones de la relación de equilibrio son estacionarias, es decir $I(0)$, entonces ambas variables estarán cointegradas, denotándose como $CI(1,1)$. La verificación de esta característica de los residuales estimados se hará por cualquiera de los métodos descritos: ADF O PP.

Alternativamente, otra forma de verificar la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre variables la ofrece la metodología de Johansen o prueba de la traza. Esta técnica utiliza el procedimiento de máxima verosimilitud para determinar el número de vectores de cointegración entre un vector de series de tiempo. El vector de n series de tiempo puede escribirse como un VAR:

$$\Delta = \mu + \Pi \Delta_{-1} + \sum_{i=1}^q \Gamma_i \Delta_{-i} + u \quad [3]$$

El rango (r) de la matriz Π determina el número de vectores linealmente independientes, es decir, el número de relaciones de cointegración en el VAR. La prueba de Johansen contrasta dos hipótesis, que el rango de la matriz es nulo, $r = 0$, es decir, que no hay ninguna combinación lineal de variables que fuese estacionaria o lo que corresponde a inexistencia de alguna relación de cointegración. La segunda hipótesis probará si el rango $r \leq k - 1$, donde k representa el número de variables, es decir, si existe cuando mucho un número de relaciones de cointegración menor en uno al número de variables en el VAR.

La tercera etapa en el procedimiento busca dinamizar la relación de equilibrio de largo plazo mediante la estimación del modelo de corrección del equilibrio (ECM).

Si las variables están cointegradas, se pueden utilizar los residuales de la regresión de equilibrio para estimar este modelo, con la siguiente especificación:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y \mu_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{11} (i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{12} (i) \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad [4]$$

Donde:

β_1 = es el parámetro del vector de cointegración dado por [2].

ε_{yt} = se asume como ruido blanco.

De acuerdo con Engle y Granger el valor del residual estima la desviación del equilibrio de largo plazo en el periodo $(t - 1)$, por lo que será posible utilizar los residuales estimados en el paso 2 para interpretar la expresión $y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}$ en [4]. Así, utilizando los residuales de la estimación de la relación de equilibrio de largo plazo se podrá estimar el modelo de corrección de equilibrio:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y (y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}) + \sum_{i=1} \alpha_{11} (i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{12} (i) \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad [5]$$

Finalmente, se buscará la representación más parsimoniosa, excluyendo variables no significativas o combinando algunas mediante la imposición de ciertas restricciones lineales.

c) No causalidad de Granger. Si como hasta ahora se ha propuesto y_t y z_t son $CI(1,1)$, entonces y_t causa a z_t , o bien, a la inversa, z_t causa a y_t , en el sentido de la causalidad de Granger. Es decir, la capacidad de explicación que se tiene sobre una variable y_t aumenta al incorporar a z_t en el conjunto de variables independientes; si eso sucede, entonces se podrá concluir que z_t causa a y_t .¹¹

Para su comprensión, considérense dos vectores autorregresivos para los siguientes vectores autorregresivos para y_t y para z_t :

$$y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_j z_{t-j} + v_{1t} \quad [6]$$

¹¹ En la prueba de Granger se distinguen cuatro casos posibles de causalidad: 1) unidireccional, de X_t hacia Y_t ; 2) unidireccional de Y_t hacia X_t ; 3) causalidad bilateral y 4) independencia entre X_t y Y_t . Consúltense Suriñach Caralt, *et al.* [1995].



$$y_t = \sum_{i=1}^k \lambda_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_i y_{t-i} + v_t \quad [7]$$

Donde:

k representa el número de rezagos incorporados y u_{1t} y u_{2t} se suponen no correlacionados.

De acuerdo con Granger z_t no causará a y_t si en una regresión de y_t sobre rezagos de y_t y rezagos de z_t , los parámetros estimados para esta última son estadísticamente insignificantes. Asimismo y_t causará a z_t si en un VAR del mismo tipo al menos un parámetro estimado para y_t es estadísticamente diferente de cero.

• **Evidencia en México, 1980-2001**

a) Muestra. La información utilizada se obtuvo del Sistema Nacional de Información Económica Estructurada (SINIEE) del Banco de México y de la Bolsa Mexicana de Valores (BMV), para el periodo de enero de 1980 a marzo de 2001, con una frecuencia mensual. Para acercarse a la medición de la actividad económica “real” se utiliza el índice de volumen de la producción industrial, base 1993=100, identificable de aquí en adelante como VPI; la actividad bursátil se registra mediante el Índice de Precios y Cotizaciones de la BMV y se identifica como IPC.

b) La relación de equilibrio entre el VPI y el IPC. Las pruebas para determinar el orden de integración de las series del IPC y VPI se resumen en el cuadro siguiente.

	VPI		IPC	
	ADF	PP	ADF	PP
Niveles	1.9725	1.7129	-1.1161	-1.3215
1a. diferencia	-7.2807	-28.6069	-3.7321	-8.8346
Valores críticos	1%	-2.5738	-2.5738	-2.5737
	5%	-1.9409	-1.9409	-1.9409

Ambos procesos son integrados de orden uno, de acuerdo con los resultados de las pruebas de ADF y de PP, pues de la aplicación de las dos pruebas en ambos procesos se obtuvo que el valor absoluto de los estadísticos estimados es superior a los valores críticos sólo hasta después de tomar una diferencia.

Los resultados de la prueba de Johansen que se describen enseguida sostienen la hipótesis de que entre el valor de la producción industrial en México y el índice de precios y cotizaciones de la BMV existe y se puede modelar una relación de largo plazo de equilibrio, pues se rechaza la existencia de vectores independientes y no se rechaza la de que cuando mucho hay una relación de cointegración (k-1 vectores, en este caso 2-1).

Muestra: 1980:01 2001:03

Observaciones: 254

La prueba asume tendencia lineal en la serie.

Series: VPI, IPC

Razón de máxima verosimilitud	Valor crítico al 5%	Valor crítico al 1%	Hipótesis sobre el núm. de vectores de cointegración
54.23095	25.32	30.45	Ninguno*
4.708278	12.25	16.26	Cuando mucho 1

* Significa que se rechaza la hipótesis al 1% de confianza.

Establecida la presencia de una relación de largo plazo, siguiendo la metodología por etapas de Engel y Granger, a continuación se presenta la estimación de tal relación de equilibrio (vector de cointegración).

El modelo que se estimó es el siguiente:

$$VPI_t = \delta + \lambda_1 t + \lambda_2 IPC_t + \varepsilon_t \quad [9]$$

La estimación arrojó los siguientes resultados básicos:

Variable dependiente: VPI

Método: mínimos cuadrados ordinarios

Muestra: 1980:01 2001:03

Observaciones incluidas: 255

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico “t”	Valor de P
c	75.23854	0.933402	80.60679	0.0000
T	0.085365	0.010783	7.916653	0.0000
IPC	0.005775	0.000388	14.87485	0.0000
R ²	0.900646			
Adjusted R-squared	0.899858			
S.E. of regression	5.885479			
Sum squared resid	8728.992			
F-statistic	1142.193			
Durbin-Watson stat	1.739448			



Para reconfirmar la existencia de la relación de equilibrio entre el volumen de la producción industrial y la actividad en el mercado de valores, se aplicó la prueba de integrabilidad a los residuos del vector de cointegración estimado, confirmándose que éstos son estacionarios.

$$\varepsilon_t = \text{VPI}_t - \delta - \lambda_1 t - \lambda_2 \text{IPC}_t$$

		ADF	PP
Niveles		-3.4247	-5.5252
Valores críticos	1 %	-2.5738	-2.5738
	5 %	-1.9409	-1.9409

El hecho de que los residuos sean estacionarios permite afirmar que ambas variables mantienen una relación de equilibrio en la que el IPC influye en el VPI; tal influencia puede interpretarse como que las expectativas que se forman en el mercado de valores sobre el estado de la economía, y que se expresan en el nivel de precios, inciden en el futuro comportamiento de la producción industrial.

Con el objetivo de estimar con mayor precisión el adelanto temporal con el que la relación de equilibrio entre el VPI y el IPC se manifiesta, se comprobó, para diferentes rezagos, la prueba de estacionaridad de Dickey-Fuller sobre los residuos del vector de cointegración. Recordando que, por un lado, la relación de equilibrio estimada se interpreta en términos de que las expectativas en la formación de precios en el mercado bursátil adelantan o “pronostican” el nivel de la actividad productiva industrial, y por otro, que la comprobación de la estacionaridad de los residuos de tal relación se interpreta como una confirmación de tal efecto.

En seguida se presentan los resultados de la prueba aumentada de Dickey-Fuller sobre los residuos del vector de cointegración estimado.

Prueba ADF para

$$\varepsilon_t = \text{VPI}_t - \delta - \lambda_1 t - \lambda_2 \text{IPC}_t$$

Rezago	Estadístico	Rezago	Estadístico
1	-3.6637	7	-2.2961
2	-3.4247	8	-1.7976
3	-3.4753	9	-1.8506
4	-2.4595	10	-1.7553
5	-2.7963	11	-1.1404
6	-2.2743	12	-1.2826
Valores críticos	1 %	-2.5738	
	1 %	-2.5738	

Con una confianza del 99%, la formación de los precios en el mercado bursátil parecen ser un buen representante de la trayectoria que presentará la actividad industrial hasta por un periodo máximo de cinco meses, es decir, el comportamiento actual del IPC irradia efectos positivos a la actividad industrial con una duración de hasta 150 días; a partir de ese momento, la “efectividad” del adelanto en las expectativas sigue una trayectoria descendente, lo cual se manifiesta en la caída persistente del valor del estadístico ADF y su mayor alejamiento respecto de los valores críticos, volviéndose residuales no estacionarios. Si la confianza se reduce al 95%, el efecto de las expectativas manifiestas en los precios dentro del mercado bursátil tendría una duración de hasta siete meses.

Se concluye que el comportamiento del IPC es un buen predictor del comportamiento del valor de la producción industrial y que la eficacia en la realización de las expectativas formadas en el mercado de valores tiene una probable vigencia estadística de hasta siete meses.

Volviendo al procedimiento de Engel y Granger, en la siguiente etapa se estimó un modelo de corrección del equilibrio (ECM) como el siguiente:

$$\Delta \text{PI}_t = \sum_{i=1}^p \phi_{11i} \Delta \text{PI}_{t-i} + \sum_{i=1}^q \phi_{12i} \Delta \text{IPC}_{t-i} + \phi_{10} (\text{PI}_{t-1} - \delta - \lambda_1 \text{IPC}_{t-1}) + \varepsilon_t \quad [10]$$



mediante el cual se dinamiza la relación entre ambas variables y se completa la especificación de la relación de equilibrio entre IPC y VPI, mediante la combinación de los efectos y relaciones de largo plazo, dados por el comportamiento de las variables en niveles en [10], junto con los cambios de corto plazo referidos en las variables diferenciadas.

La ecuación 10 combina, pues, la información de los residuales de la relación de largo plazo, mismos que son estacionarios y por tanto transitorios en el tiempo, junto con las vinculaciones de corto plazo. Mientras que ϕ_{11} y ϕ_{12} nos refieren el efecto mes a mes de las variables correspondientes en el crecimiento en el VPI, ϕ_3 informa sobre el sentido y velocidad con los que el VPI se ajusta en el largo plazo a la tendencia de la relación de equilibrio.

El resultado de la estimación de una versión más parsimoniosa de esta forma general se presenta a continuación.

Variable dependiente: DVPI

Método: mínimos cuadrados ordinarios

Muestra: 1981:02 2001:03

Observaciones incluidas: 242

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico "t"	Valor de P
DIPC(-4)	0.002316	0.000749	3.090875	0.0022
DIPC(-11)	-0.001432	0.000784	-1.826820	0.0690
DVPI(-1)	-0.308411	0.048777	-6.322835	0.0000
DVPI(-5)	0.159194	0.046821	3.400096	0.0008
DVPI(-12)	0.450935	0.048295	9.337006	0.0000
UVCTYC(-1)	-0.159629	0.035867	-4.450623	0.0000
R ²	0.552550			
Arch	0.125671			
White	0.16502			
Durbin-Watson	2.258194			

La estimación de la ecuación 10 nos permite establecer de manera completa cuál es la relación de corto y largo plazos entre el comportamiento del índice de precios y cotizaciones de la BMV (IPC) y el valor de la producción industrial en México (VPI). La significancia estadística de tal estimación comprueba que hay una relación estable entre el valor de la producción industrial y el índice de precios en el mercado bursátil.

En el corto plazo encontramos que el crecimiento del IPC de cuatro meses a la fecha provoca un efecto positivo en el crecimiento en el valor de la producción industrial, esto es, las expectativas de inversión y actividad económica plasmadas en los niveles de precios de las operaciones en la bolsa de valores parecen tener un efecto positivo y de realización en el futuro que se mantiene vigente hasta por cuatro meses.

Efectos del mismo tipo, pero con una vigencia de hasta 11 meses, no resultaron ser estadísticamente significativos al 95% de confianza. Lo cual ayuda a proponer que, en términos de ritmos de crecimiento, los resultados observados en la actividad bursátil generan expectativas en el mismo sentido sobre la variación en la producción industrial, con un efecto máximo de hasta cuatro meses.

Los resultados también sugieren que en el corto plazo hay un impulso positivo neto de carácter autorregresivo o inercial en la trayectoria del crecimiento del VPI; este efecto acumulativo puede rastrearse hasta con un retraso de 12 meses de influencia en el VPI.

La relación de largo plazo entre actividad industrial y actividad bursátil en México resultó significativa y manifiesta su influencia en el vector de corrección del equilibrio. Al respecto, nuestra estimación ayuda a señalar que el efecto provocado por los desajustes de la relación de largo plazo (recogidos por los errores de estimación del vector de cointegración e identificados en el vector de corrección del equilibrio como la variable UVCTYC rezagada un periodo) es estadísticamente significativo y de signo negativo.



Ello se puede interpretar como que el crecimiento esperado en el vPI suele sobreestimarse en relación con la tendencia general de largo plazo entre el IPC y el vPI ; por tanto, mes a mes hay un ajuste a la baja (dado por el signo del coeficiente estimado) en el crecimiento de vPI debido a la separación que, en términos de niveles, presenta éste respecto de la conducta del IPC , dada la relación de equilibrio que guardan ambos.

Es decir, habiendo en el largo plazo una relación positiva entre el vPI y el IPC en términos de niveles, explicada por el hecho de que el nivel de desarrollo y la actividad del mercado bursátil ofrece oportunidades de canalización de ahorro y destinos de inversión formales que promueven el crecimiento de la actividad productiva; las relaciones y condiciones de corto plazo provocan crecimientos en el vPI que sobrepasan, mes con mes, el vPI en niveles, por lo que la relación de largo plazo, prevaleciente entre ambas variables, ajusta a la baja el ritmo de expansión mensual del vPI .

c) Prueba de no causalidad de Granger entre IPC y vPI .

Finalmente, interesados en conocer el efecto que guarda la actividad bursátil sobre la producción industrial se aplicó la prueba de no causalidad de Granger entre ambos procesos y también se estima el adelanto temporal con el que el IPC afecta la producción industrial.

La estimación de la prueba de Granger, con base en las ecuaciones 6 y 7 se realizó suponiendo un rezago hasta de seis meses.

$$PI_t = \sum_{i=1}^6 \alpha_i PI_{t-i} + \sum_{j=1}^6 \beta_j IPC_{t-j} + v_t \quad [11]$$

$$IP_t = \sum_{i=1}^6 \lambda_i IP_{t-i} + \sum_{j=1}^6 \delta_j vPI_{t-j} + v_t \quad [12]$$

Los resultados se resumen a continuación.

Pruebas de no causalidad de Granger

Prueba para vPI			
<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor de P</i>
$vPI(-1)$	0.4530	6.9830	0.0000
$vPI(-2)$	0.4214	5.9727	0.0000
$vPI(-3)$	0.0807	1.0799	0.2813
$vPI(-4)$	-0.1117	-1.4965	0.1359
$vPI(-5)$	0.723	3.8883	0.0001
$vPI(-6)$	-0.1147	-1.7297	0.0850
$IPC(-1)$	0.0014	1.6104	0.1086
$IPC(-2)$	-0.0014	-1.2441	0.2147
$IPC(-3)$	-0.0002	-0.1652	0.8689
$IPC(-4)$	0.0037	3.0679	0.0024
$IPC(-5)$	-0.0015	-1.2526	0.2116
$IPC(-6)$	-0.0018	-1.9694	0.0501

Prueba para IPC			
<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor de P</i>
$IPC(-1)$	1.0333	9.1698	0.0000
$IPC(-2)$	0.0785	0.5208	0.6030
$IPC(-3)$	-0.3269	-2.1661	0.0313
$IPC(-4)$	0.0997	0.6374	0.5245
$IPC(-5)$	0.2391	1.4848	0.1389
$IPC(-6)$	-0.1561	-1.2934	0.1971
$vPI(-1)$	2.2264	0.2614	0.7940
$vPI(-2)$	15.3894	1.6613	0.0980
$vPI(-3)$	11.9986	1.2229	0.2226
$vPI(-4)$	-12.9312	-1.3198	0.1882
$vPI(-5)$	-19.9175	-2.1664	0.0913
$vPI(-6)$	3.6761	0.4224	0.6731

Del cuadro previo se resalta que para el caso del valor de la producción industrial (vPI) los rezagos de 4 y 6 meses del IPC aportan información relevante, estadísticamente hablando, para reproducir la trayectoria de aquél, por lo que se puede rechazar la hipótesis de que IPC no causa a vPI .

Asimismo, en el caso de la prueba para el IPC , ningún rezago del valor de la producción industrial (vPI) contribuye

con información significativa para reproducir al índice de precios y cotizaciones, con lo que se concluye que no se puede rechazar la hipótesis de que VPI no causa a IPC .

Es decir, que el comportamiento del mercado de valores en México sí aporta elementos que ayudan a comprender la trayectoria del valor de la producción industrial y que esta influencia es de corto plazo, con una vigencia no mayor a seis meses. Mientras que la producción industrial parece que no añade información relevante para conocer la conducta del mercado de valores.

Conclusiones

La diversificación del riesgo; la eficiente asignación de recursos; el control corporativo indirecto; la movilización de ahorros, y la eficiencia en el sistema de pagos son las principales funciones del sistema financiero en favor de la actividad productiva y el crecimiento económico.

En México, de 1987 a 2001 el indicador de desarrollo del mercado de valores resultó tener un efecto significativo en el nivel del PIB, aun en combinación con otras variables de probada influencia, sugeridas por otros autores. Esto es, entre mejor estado de desarrollo del mercado de valores, mayores niveles de actividad económica en México.

Considerando el periodo 1980 a 2001 se concluye que en la economía mexicana el valor de la producción industrial (VPI) y el índice de precios y cotizaciones de la bolsa de valores (IPC) guardaron una relación estable y de equilibrio de largo plazo.

Se concluye que el comportamiento del IPC es un buen predictor del comportamiento del valor de la producción industrial y que la eficacia en la realización de las expectativas formadas en el mercado de valores tiene una probable vigencia estadística de hasta siete meses en que se manifiestan sobre el VPI .

Del modelo de corrección del equilibrio, los resultados sugieren que el crecimiento del IPC de cuatro meses a la fecha provoca un efecto positivo en el crecimiento del valor de la producción industrial.

De igual forma, se encontró también que hay un efecto positivo neto de tipo inercial que se acumula con una vigencia de hasta 12 meses en la trayectoria de crecimiento del VPI .

Otro resultado importante en nuestra estimación es que entre ambas variables hay un efecto de ajuste a la baja, hacia la relación de equilibrio entre el valor bruto de la producción industrial y el índice de precios y cotizaciones de la bolsa de valores. Ello quiere decir que el crecimiento esperado en el VPI suele sobreestimarse, en el corto plazo, en relación con la tendencia general de largo plazo entre ambas variables; por tanto, mes a mes hay un ajuste a la baja en la expansión mensual del VPI .

Finalmente, mediante pruebas de no causalidad de Granger se comprobó que el IPC añade información estadísticamente relevante para reproducir el comportamiento del VPI y que su influencia se recoge hasta con un adelanto de seis meses.

Bibliografía

- Achour-Fischer, Dominique y Garry MacDonald [1999], "Australian Housing and Employment Co-Variation: A New Tack", <[http://tal.curtin.edu.au/ef/property/CV%20+%20opus%5Cfischer CV.htm](http://tal.curtin.edu.au/ef/property/CV%20+%20opus%5Cfischer%20CV.htm)>
- Bosner-Neal, Catherine y Timothy R. Morley [1997], "Does the Yield Spread Predict Real Economic Activity? A Multicountry Analysis", *Economic Review*, tercer trimestre, Federal Reserve of Kansas City.
- Carvajal, Andrés y Hernando Zuleta [1997], "Desarrollo del sistema financiero y crecimiento económico", *Monetaria*, enero-marzo.
- Choi, J., S. Hauser y K.J. Kopecky [1999], "Does the Stock Market Predict Real Activity? Time Series Evidence from the G-7 Countries", *Journal of Banking and Finance* 23, pp. 1771-1792.
- Den Haan, Wouter J. y Steven Sumner [2001], "The Comovements between Activity and Prices in the G7", NBER Working Papers Series 8195.
- Dueker, Michael J. [1997], "Strengthening the Case for the Yield Curve as a Predictor of U.S. Re-



- cessions”, *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, marzo-abril.
- Enders, Walter [1995], “Applied Econometric Time Series”, *Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics*.
 - Engle, Robert F. y J.W. Granger [1987], “Co-Integration and Error Correction, Representation, Estimation and Testing”, *Econometría*, vol. 55, núm. 2, pp. 251-276.
 - Estrella, Arturo y Frederic S. Mishkin [1996], “The Yield Curve as a Predictor of U.S. Recessions”, *Current Issues in Economic and Finance*, vol. 2, núm. 7, Federal Reserve Bank of New York.
 - Fama, Eugene [1981], “Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money”, *The American Economic Review*, vol. 71, núm. 4, pp. 545-565.
 - Fry, Maxwell J. [1990], “Dinero, interés y banca en el desarrollo económico”, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.
 - Galindo, Luis Miguel y María Elena Cardero [1997], “Un modelo econométrico de vectores autorregresivos y cointegración de la economía mexicana, 1980-1996”, *Economía Mexicana*, nueva época, vol. vi, núm. 2, segundo semestre.
 - Habibullah, M.S. y A.Z. Baharumshah [1996], “Money, Output and Stock Prices in Malaysia: An Application of the Cointegration Tests”, *International Economic Journal*, vol. 10, núm. 2.
 - _____, A. Mohamed y W.A.S. Wan Ngah [2000], “Stock Market and Economic Activity: A Causal Analysis”, Working Paper 5.2000, Universiti Putra Malaysia.
 - Johnson, Omutunde E.G. *et al.* [1999], “Payment Systems, Monetary Policy, and the Role of the Central Bank”, International Monetary Fund.
 - King, Robert G. y Ross Levine [1993], “Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right”, Policy Research Working Paper 1083, The World Bank.
 - Levine, Ross [1996], “Financial Development and Economic Growth”, Policy Research Working Paper 1678, The World Bank.
 - _____ y Sara Zervos [1996], “Stock Market Development and Long-Run Growth”, Policy Research Working Paper 1582, The World Bank.
 - _____ [1996], “Financial Development and Economic Growth”, The World Bank Policy Research Department, Finance and Private Sector Development Division, Octubre 1996.
 - _____, N. Loayza y T. Beck [2000], “Financial intermediation and Growth: causality and causes”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 46, núm. 1.
 - Pérez-López Elguezabal, Alejandro [1995], “Un modelo de cointegración para pronosticar el PIB en México”, Documentos de Investigación, núm. 9504, Banco de México.
 - Suriñach, Jordi *et al.* [1995], “Análisis económico regional: nociones básicas de la teoría de la cointegración”, Antoni Bosch Editor.
 - Wan Ngah, W.A.S. y A. Mohamed, “Common Stochastic Trends in the ASEAN-5 Equity Markets”, Working Paper 7.2000, Universiti Putra Malaysia.

Referencias

- Arrow, Kenneth J. [1964], “The role of securities in the optimal allocation of risk bearing”, *Review of Economic Studies*, abril 31 (2), pp. 91-96.
- Bencivenga, Valerie R., Bruce D. Smith y Ross M. Starr [1996], “Equity markets, transaction costs and capital accumulation: An illustration”, *World Bank Economic Review*.
- Debreu, Gerard [1959], “*Theory of value*”, Nueva York, Wiley.
- Deveraux, Michael y G. Smith, “International risk sharing and economic growth”, *International Economic Review*, agosto, 35(4), pp. 535-550.
- Diamond, Douglas y Robert E. Verrecchia [1982], “Optimal managerial contracts and equilibrium security prices”, *Journal of Finance*, mayo, núm. 37, pp. 275-287.
- Estrella, Arturo y Frederic Mishkin [1997], “The predictive power of the term structure of interest rates



- in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank”, *European Economic Review*, vol. 41, pp. 1375-1401.
- Goldsmith, Raymond [1969], *Financial structure and development*, New Haven, C.I., Yale University Press
 - Greenwood, Jeremy y B. Smith [1997], “Financial Markets in Development and the development of Financial Markets”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21(1), pp. 145-186.
 - Holmstrom, Bengt y J. Tirole [1993], “Market liquidity and performance monitoring”, *Journal of Political Economy*, agosto, 101 (4) pp. 678-709.
 - Jensen, Michael C. y Kevin J. Murphy [1990], “Performance pay and top-management incentives”, *Journal of Political Economy*, abril, vol. 98, núm. 2, pp. 225-264.
 - Kyle, Albert S. [1984], “Market structure, information, future markets and price formation” en Gary G. Storey (ed.), *et al.*, *International agriculture trade: Advanced readings in price formation, market structure and price instability*, Boulder Colorado, Westview.
 - Levine, Ross [1991], “Stock markets, growth, and tax policy”, *Journal of Finance*, septiembre, 46 (1), pp. 1445-1465.
 - McKinnon, R. [1973], *Money and Capital in Economic Development*, Washington, D.C., Brookings Institution.
 - Obstfeld, Maurice [1994], “Risk-taking, Global diversification and Growth”, *American Economic Review*, diciembre, 84(5), pp. 1310-1329.
 - Robinson, Joan [1952], “The generalization of General Theory” en *The rate of interest and other essays*, Londres, MacMillan.
 - Saint-Paul, Gilles [1992], “Technological choice, financial markets and economic development”, *European Economic Review*, mayo, 36 (4) pp. 763-781.
 - Toda, H.Y. y T. Yamamoto [1995], “Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes”, *Journal of Econometrics*, 66: 225-250.

