

La relación de largo plazo del PIB mexicano y sus componentes con la actividad económica en Estados Unidos y el tipo de cambio real

Daniel G. Garcés Díaz*

Fecha de recepción: 8 de junio de 2005; fecha de aceptación: 5 de octubre de 2005.

Resumen: Este artículo investiga el papel que la integración económica con Estados Unidos ha tenido sobre el PIB mexicano durante el periodo 1980-2000. El análisis se basa en la estimación de relaciones de equilibrio de largo plazo y los respectivos procesos de ajuste para el PIB mexicano y cada uno de sus componentes con el índice de la producción industrial de Estados Unidos y el tipo de cambio real bilateral. Se encuentra que el impacto de la primera de estas variables sobre el PIB es cercano a uno, lo que indica que la tendencia de ambas economías durante el periodo de muestra fue similar. Dicho coeficiente varía en tamaño para cada uno de los componentes. El efecto del tipo de cambio real es positivo sobre la balanza comercial, pero negativo sobre el resto de la economía. Este último efecto ya había sido reportado por otros autores, pero este artículo proporciona un análisis nuevo y más formal del mismo.

Palabras clave: cointegración, integración económica, crecimiento, dinero, TLCAN, tipo de cambio real.

Abstract: This article studies the role that economic integration with the United States has played in the determination of Mexican GDP during the 1980-2000 period. The analysis is based on the estimation of long-run relationships and associated dynamics for the Mexican GDP and each one

* Banco de México, Av. 5 de Mayo 18, 1er. Piso, México, D.F., 06059, (55) 5237-2577, dgarcés@banxico.org.mx. Agradezco a Adalberto González, Rafael Gómez-Tagle, Alejandro Werner, Alfredo Cuevas y a los participantes en seminarios en el Banco de México y en el Encuentro Europeo de la Sociedad Econométrica en Lausana por sus útiles comentarios y sugerencias. Rocío Elizondo colaboró de modo eficiente en todos los aspectos de este documento. Dos dictaminadores ofrecieron valiosos comentarios para aclarar puntos que permanecían menos claros en la versión original. El autor es por supuesto responsable de cualquier error u omisión. Asimismo, el contenido de este trabajo no refleja necesariamente las opiniones del Banco de México.

of its components with the US index of industrial production and the bilateral real exchange rate. It is found that the impact of the first of these variables on the GDP is close to one, implying that the trend of both economies during the sample period was similar. The magnitude of the coefficient varies in the case of each component. The real exchange rate effect is positive on the trade balance but negative on the rest of the economy. The latter effect had already been reported by other authors but this article offers a newer and more analysis of it.

Keywords: Cointegration, Economic Integration, Growth, Money, NAFTA, Real Exchange Rate.

Introducción

Este artículo presenta una breve perspectiva econométrica del sector real de la economía mexicana para el periodo 1980-2000. Estudia el comportamiento de algunas variables importantes en el contexto de relaciones de equilibrio de largo plazo. Los resultados ilustran la evolución e intensidad de los lazos entre las economías de México y Estados Unidos y el papel que el tipo de cambio real ha tenido en la determinación de la actividad económica en México.

En 1982, México abandonó una política de tipo de cambio fijo a favor de esquemas de intermedios; sin embargo, éstos no previnieron la ocurrencia de varias devaluaciones drásticas y crisis económicas antes de que un sistema de flotación libre se aplicara a partir de 1995. Esta política, junto con otras que promueven la estabilidad económica, parece estar funcionando aceptablemente y por ello las discusiones sobre cuál sistema cambiario es el más recomendable para el país por el momento han sido dejadas de lado.

México experimentó una prolongada recesión durante la década de 1980, comúnmente entendida como una secuela de la crisis de la deuda que estalló en 1982. El país tuvo un desempeño económico decoroso desde el comienzo de la década de 1990 hasta el final de 1994 cuando volvió a enfrentar una crisis de proporciones mayores. Después de esto, la economía volvió a crecer nuevamente a tasas altas de 1996 a 2000, ayudada por el notable desempeño de su sector externo. México fue hasta 2001 el segundo socio comercial de Estados Unidos, antes de ser desplazado por China.

Los indicadores económicos de México reflejan estos y otros eventos en su alta volatilidad. Es posible, sin embargo, representar su comportamiento estocástico con modelos lineales de parámetros constantes

que implican que esa volatilidad no modifica de modo fundamental las relaciones económicas. En general, los movimientos bruscos de algunas variables reflejan la volatilidad de los factores con los que están relacionadas y no necesariamente inestabilidad de la estructura económica. El principal objetivo de este artículo es ofrecer una medida del efecto de dos variables importantes para la economía mexicana: la actividad económica de Estados Unidos y el tipo de cambio real. Esta última variable se determina dentro del sistema dado el entorno externo, pero, como se muestra más adelante, se puede analizar el comportamiento de otras variables sin modelar explícitamente su comportamiento probabilístico en tanto se cumplan ciertas condiciones.

Los hallazgos principales son los siguientes: la balanza comercial de México responde de manera vigorosa a cambios en la economía de Estados Unidos y en el tipo de cambio real. Sin embargo, la actividad económica global se relaciona negativamente con el tipo de cambio real, tal y como ha sido señalado por varios autores.¹ Se deriva una relación de largo plazo para el PIB mexicano, el índice de la producción industrial de Estados Unidos y el tipo de cambio real. Normalizando sobre el coeficiente de cointegración del PIB, el coeficiente para la segunda variable es cercano a uno y el correspondiente al tipo de cambio real es negativo. Esto implica que durante el periodo de muestra la tendencia del PIB mexicano fue determinada por su relación con Estados Unidos y que el tipo de cambio real se conecta con las fluctuaciones alrededor de la misma. El modelo es estadísticamente satisfactorio y se desempeña aceptablemente en pronósticos fuera de muestra.

Otra de las implicaciones es que todos o la mayor parte de los componentes del PIB debe poder expresarse de modo análogo. En efecto, cada uno de los componentes principales genera una relación de cointegración similar: los logaritmos de la formación bruta de capital, el consumo privado, gasto gubernamental, exportaciones e importaciones son también funciones del índice de la producción industrial de Estados Unidos y del tipo de cambio real. Desde luego, con una mayor desagregación se podrían hallar porciones del PIB cuyo comportamiento no se pueda expresar del modo descrito en este documento, pero dichos componentes parecen ser una proporción pequeña.

El papel dominante de la actividad económica de Estados Unidos parece haber comenzado al cambiar la función del gobierno mexicano después de la crisis de la deuda y por los esfuerzos de los productores

¹ Dos artículos recientes que se refieren a lo anterior son Kamin y Rogers (2000) y Bergoie et al. (2001).

nacionales para tomar ventaja de la cercanía geográfica a un enorme mercado con el potencial de compensar la debilidad de la demanda interna. Por otra parte, el efecto negativo del tipo de cambio real ha sido estudiado por Kamin y Rogers (2000) y otros autores, pero este documento proporciona una nueva perspectiva en la forma de una relación multivariada de cointegración que permite pruebas más rigurosas.

El resto del documento se organiza como sigue: la sección I describe los datos y examina la posible presencia de raíces unitarias; la sección II contiene el análisis preliminar; la sección III presenta el análisis de cointegración para el PIB y sus componentes; la sección IV ofrece una interpretación de los resultados, y la sección V las conclusiones.

I. Descripción de las series y análisis de raíz unitaria

Las series en la muestra son de frecuencia trimestral y cubren el periodo 1980-2000 y son obtenibles fácilmente de sitios de internet.² Todas las variables se utilizan en logaritmos naturales y aquellas que se generan al menos mensualmente fueron incorporadas tomando la última observación disponible en el trimestre. La actividad económica es medida por el producto interno bruto (*pib*) y sus componentes en pesos constantes: consumo privado (*conspri*), gasto gubernamental (*consgub*), formación bruta de capital (*fk*), exportaciones (*exp*) e importaciones (*imp*). El nivel de precios se mide con el índice nacional de precios al consumidor (*p*). Los indicadores de actividad económica y del nivel de precios en Estados Unidos son el índice de la producción industrial (*ivusa*) y el índice de precios al consumidor (*peu*), respectivamente. El tipo de cambio bilateral México-Estados Unidos (*e*) se define en términos de pesos por dólar. El tipo de cambio real (*tcr*) utilizado es igual a $e + peu - p$.

El cuadro 1 contiene las pruebas de raíz unitaria para todas las variables. Un asterisco indica significatividad estadística al 5%. El proceso para llegar a la especificación de la prueba para cada variable se inició incluyendo cuatro rezagos, una tendencia lineal y una constante; los términos que no fueron significativos fueron suprimidos. En la columna de Especificación, los símbolos T y C indican si una tendencia y/o un intercepto fue incluido al final.

² Los datos de la economía mexicana fueron obtenidos de los sitios de INEGI (www.inegi.gob.mx) y Banco de México (www.banxico.org.mx). Los datos de Estados Unidos fueron obtenidos del sitio de la Reserva Federal (www.federalreserve.gov).

Cuadro 1. Pruebas de raíz unitaria ADF, 1980-2000

Variable	Niveles			Diferencias		
	Rezagos	Especifi- cación ^a	Estadís- tico	Rezagos	Especifi- cación	Estadís- tico
<i>rer</i>	0	C	-2.14	0	N	-10.10*
<i>ivusa</i>	1	T & I	-1.97	0	C	-7.49*
<i>gdp</i>	4	T & I	-2.96	4	C	-4.01*
<i>fk</i>	4	T & I	-3.33	0	C	-8.10*
<i>ivpi</i>	4	T & I	-2.88	3	C	-3.86*
<i>consgub</i>	4	T & I	-3.31	2	C	-32.35*
<i>conspri</i>	4	T & I	-2.95	4	C	-3.66*
<i>exp</i>	4	T & I	-1.79	4	T & I	-4.96*
<i>imp</i>	4	N	1.02	4	N	-3.27*

^a Especificación final. T, I y N indican la presencia de tendencia, intercepto y nada, respectivamente.

* Significativo al menos al 5%.

En la mayor parte de los casos, los resultados son los mismos si la especificación de la prueba se cambia de modo razonable y ellos indican que todas las variables son I(1), lo cual para algunas de ellas no está exento de controversia. No obstante, los resultados principales del artículo se mantendrían aun si alguna de ellas tuviera un orden de integración menor (como el posible caso del tipo de cambio real).

En ocasiones es difícil distinguir un proceso de raíz unitaria estándar de otros. Por ejemplo, un proceso estocástico sin raíz unitaria podría contener una tendencia determinística sujeta a quiebres estructurales aleatorios. En esa situación, algunas pruebas estándar podrían no rechazar la hipótesis sobre la presencia de una raíz unitaria.³ Un caso adicional sería una serie de tiempo con raíz unitaria y cambios estructurales. En el segundo caso, los resultados del documento aún se mantendrían. En el primero, la manera apropiada de llevar a cabo el análisis econométrico sería eliminando la tendencia determinística de las series y proseguir con regresiones de los residuales. Esto no funciona en el problema que examinamos en el artículo porque, como se explica más adelante, la correlación simple entre las series es muy baja y nada interesante resultaría. Así, se consideró que el conjunto de pruebas sobre los resultados justifica el supuesto de raíces unitarias en las variables apropiadas.

³ Agradezco a uno de los revisores por sugerirme enfatizar este punto que podría llevar a dudas sobre los resultados.

II. Análisis preliminar

Esta sección presenta algunos de los argumentos principales del artículo. En especial, se discuten aspectos del papel que la economía estadounidense y el tipo de cambio real han tenido en México. La economía de Estados Unidos tiene una importancia evidente para México, pero la obtención de una medida de su impacto pleno puede no ser obvia. Aunque cerca de 90% de las exportaciones mexicanas se dirigen a aquel país y las tasas de crecimiento *promedio* de ambas economías es muy similar, la correlación entre las tasas trimestrales es relativamente baja. La explicación de esto es la presencia de un elemento altamente volátil en el PIB mexicano que no está relacionado con la actividad económica de Estados Unidos.⁴

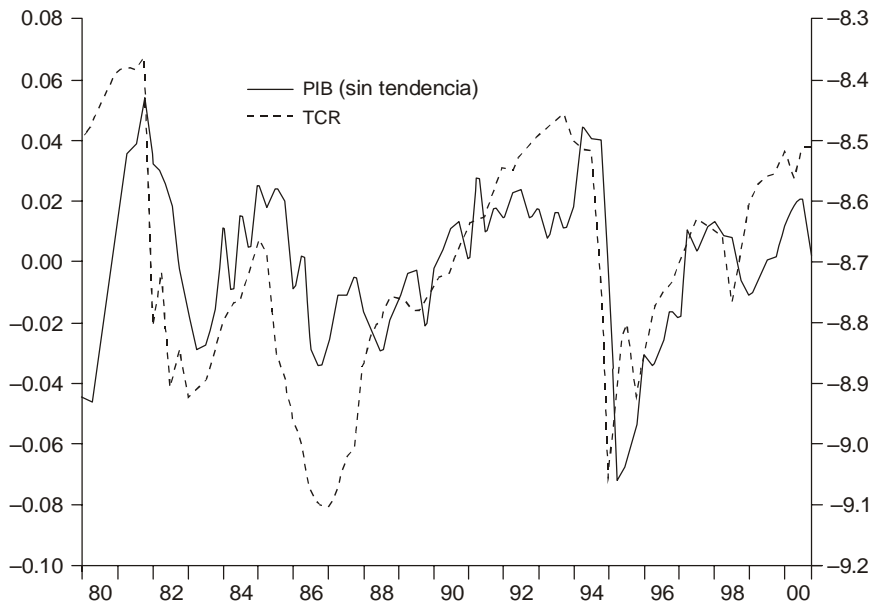
Este componente de alta variabilidad está relacionado con el tipo de cambio real de una manera muy íntima. La gráfica 1 proporciona una primera aproximación a esta relación. En ella se muestra la desviación del logaritmo desestacionalizado del PIB mexicano de su tendencia obtenida con el filtro HP y al negativo del tipo de cambio real ($-tcr$); en la gráfica, un movimiento hacia arriba indica apreciación. Obsérvese que los movimientos del tipo de cambio real preceden a los del PIB sin tendencia, aunque se debe enfatizar que la gráfica por sí sola no puede considerarse una prueba formal de causalidad estadística (es decir, causalidad de Granger) y menos aún de exogeneidad estricta. Es indicativo, sin embargo, de la propiedad de exogeneidad débil, lo cual se discute más adelante y la cual no debe confundirse con la exogeneidad estricta de modelos económicos (en el sentido de que la variable se determina fuera del sistema).

La similitud en la trayectoria de ambas series es evidente. Una importante característica de esta relación es que una apreciación está relacionada con una desviación de tendencia positiva y viceversa, contrario a lo que muchos modelos económicos predicen. Este efecto ha sido ampliamente estudiado [véase Kamin y Rogers (2000) para una revisión de la literatura].

Para mostrar que este efecto ha coexistido en el periodo de muestra con un estímulo positivo del tipo de cambio real sobre el superávit comercial, se muestran las funciones ortogonales de impulso respuesta de

⁴ Por ejemplo, la correlación entre la tasa de crecimiento del PIB mexicano y la del índice de la producción industrial de Estados Unidos para el periodo 1980-2000 es marginalmente significativa. Sin embargo, en los últimos años la relación entre ambas series se ha vuelto más evidente debido a la menor volatilidad del tipo de cambio real.

Gráfica 1. Relación entre el PIB sin tendencia (PIB) y el tipo de cambio real (TCR)



un VAR(4) no restringido con los niveles del tipo de cambio real (*tc*), el logaritmo del cociente de exportaciones a importaciones (*exp-imp*) y el logaritmo del PIB mexicano (*pib*). Por simplicidad se deja fuera a la actividad económica de Estados Unidos puesto que su inclusión no cambia los aspectos cualitativos que se quieren mostrar aquí. El orden de las variables en la ortogonalización de las perturbaciones tampoco modifica los resultados. Los renglones muestran la respuesta de una variable dada a perturbaciones de cada variable del sistema. Una columna indica el efecto que una perturbación dada tiene sobre cada una de las variables del sistema.

Las perturbaciones de la balanza comercial (segunda columna) y del PIB (tercera columna) no tienen efecto significativo sobre el tipo de cambio real. Por su parte, una perturbación del tipo de cambio real tiene un fuerte impacto sobre las otras dos variables aunque el signo del efecto es diferente: es positivo sobre la balanza comercial, pero negativo sobre el PIB. Kamin y Rogers (2000) demuestran que el efecto contraccionista de una devaluación sobre el PIB es robusto en los VAR con diferentes variables que ellos analizan, aunque éstos no incluyen a la

balanza comercial. La siguiente sección propone un nuevo enfoque para analizar simultáneamente los efectos de la demanda externa y el tipo de cambio real sobre el PIB mexicano y sus componentes.

III. Análisis de las relaciones de largo plazo

En esta sección se aplica el análisis de cointegración para estudiar las relaciones de algunas variables macroeconómicas de México con la actividad económica en Estados Unidos y el tipo de cambio real. Para el PIB se aplican tanto el método multivariado de Johansen como el del modelo de corrección de error no restringido para obtener los parámetros de largo plazo. Para el resto de las variables solamente se aplica el segundo procedimiento.

III.1. Efectos de la demanda externa y del tipo de cambio real sobre el PIB

En esta sección se analiza la relación entre el PIB mexicano, el índice de la producción industrial de Estados Unidos y el tipo de cambio real en un marco de cointegración. Se utiliza el índice de la producción industrial en lugar del PIB estadounidense debido a que tanto la inferencia estadística como la evaluación fuera de muestra resultaron mejores con la primera de estas variables. Esto es quizás indicativo de que la economía mexicana es afectada por el sector industrial más directamente que otras ramas de la economía de Estados Unidos aunque otras interpretaciones son posibles.

Los resultados del análisis con el procedimiento de Johansen se presentan en el cuadro 2. Se incluyen cuatro variables dicotómicas para asegurar la normalidad de los residuales. La especificación incluye una constante en el espacio de cointegración.

Los resultados presentados en el cuadro 2 demuestran que hay un solo vector de cointegración y que las tres variables rechazan la hipótesis de exclusión. Ni el índice de la producción industrial de Estados Unidos (*ivusa*) ni el tipo de cambio real (*tr*) rechazan la hipótesis de exogeneidad débil y por ello es posible derivar una ecuación para el PIB condicionando en las otras dos variables. El signo negativo del coeficiente para el tipo de cambio real proviene de la coincidencia de periodos de apreciación (depreciación) con episodios de expansión (con-

Cuadro 2. Análisis de máxima verosimilitud para el Log. del PIB, 1980-2000

<i>i) Análisis de cointegración</i>				
Eigenvalores	0.34	0.13	0.05	
Hipótesis nula	ran. = 0	ran. ≤ 1	ran. ≤ 2	
λ estadístico traza	47.57**	1.54	3.99	
Valores críticos (95%)	29.70	15.40	3.80	
<i>ii) Vector de cointegración estandarizado y coeficientes de ajuste</i>				
Variable	<i>pib</i>	<i>ivusa</i>	<i>tcr</i>	
Coef. de coint. norm. γ	1.00	-0.69	0.33	
Coefficiente de ajuste α	-0.16	0.13	-0.42	
<i>iii) Pruebas de significatividad y exogeneidad débil</i>				
Variable	<i>pib</i>	<i>ivusa</i>	<i>tcr</i>	
Exclusión χ^2 (1)	22.02**	21.63**	27.32**	
Exogeneidad débil χ^2 (1)	9.96**	9.62	5.74	
<i>iv) Pruebas de especificación</i>				
Ecuación	<i>pib</i>	<i>ivusa</i>	<i>tcr</i>	Pruebas conjuntas
AR F (5,65)	1.18[.97]	1.49[.21]	0.52[.76]	$F(45, 158) =$ 0.911.49[.63]
Normalidad χ^2 (2)	3.05[.22]	1.64[.44]	4.20[.12]	$\chi^2(6) = 8.76[.63]$
Heteroced. F (30,25)	0.49[.97]	0.42[.99]	0.93[.58]	$F(162, 225) =$ 0.56[.99]

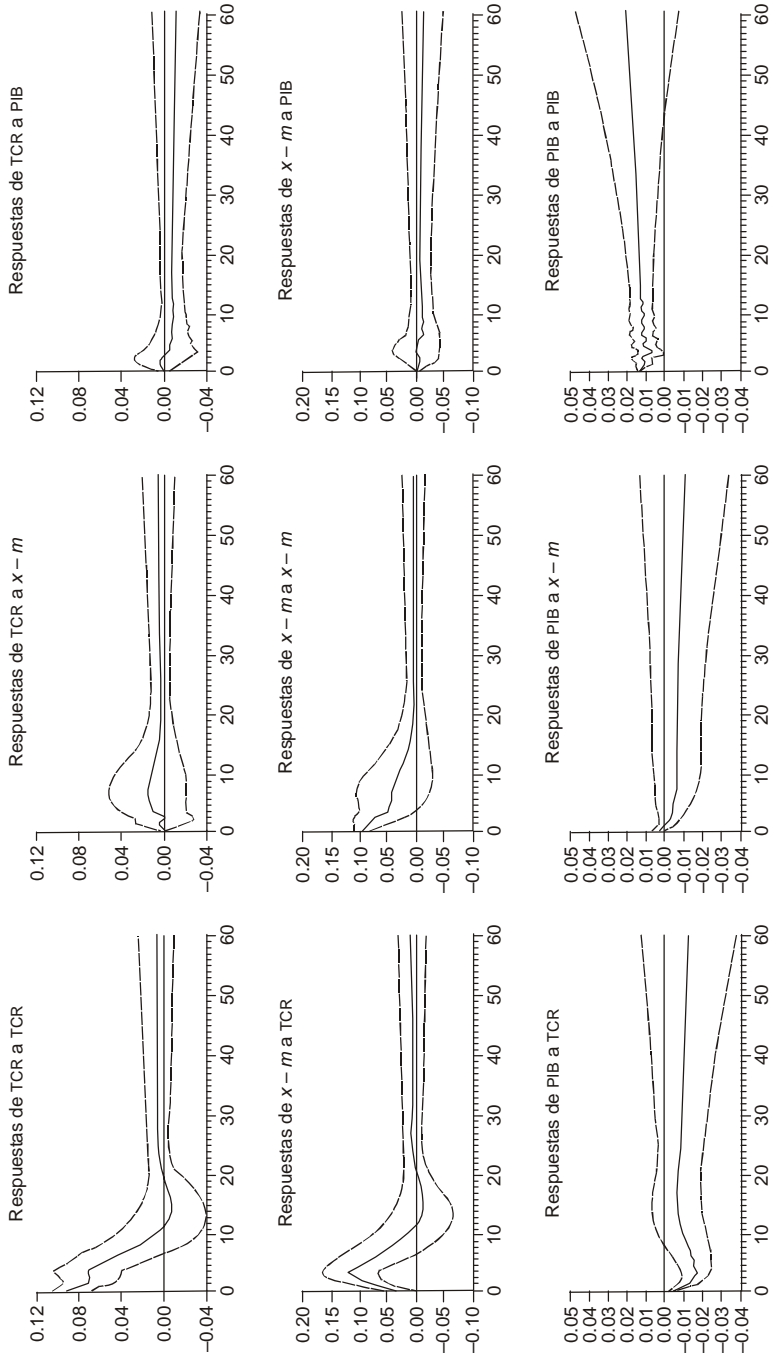
Los valores *p* van entre paréntesis rectangulares.
Véase Hendry (1995) para una descripción detallada de las pruebas.

tracción) económica y ha sido estudiado antes por otros autores con diferentes métodos, como ya se mencionó.

La cointegración entre estas tres variables es estable durante el periodo 1980-2000, tal como lo prueba la gráfica 2. Ésta fue construida al estimar recursivamente un cociente de verosimilitud. La línea de prueba se encuentra muy por debajo de la línea del valor crítico. La conclusión es que no hubo quiebres estructurales en esta relación.

A continuación, un modelo de corrección de error no restringido fue estimado para la tasa de crecimiento del PIB mexicano. Los resultados se muestran en el cuadro 2. El modelo tiene buenas propiedades estadísticas y un ajuste notablemente bueno. Sólo requirió, además de indicadores estacionales, variables dicotómicas para los dos primeros trimestres de la crisis de 1995 para obtener normalidad de los

Gráfica 2. Efectos de perturbaciones sobre el tipo de cambio real, la balanza comercial y el PIB (Respuesta Cholesky a innovaciones de una D. E. ± 2 E. E.)



residuales. Varios estadísticos de evaluación se presentan después del renglón que indica el periodo de estimación. El primer estadístico es el valor p para el estadístico ECM (en este caso el cociente t del coeficiente del PIB mexicano rezagado) obtenido del programa de Ericsson y MacKinnon (1999). Los otros estadísticos son los coeficientes de determinación, el error estándar de la regresión, los estadísticos para probar asimetría, curtosis, normalidad, autocorrelación y efectos ARCH hasta el séptimo rezago, el estadístico de White para heterocedasticidad y el estadístico RESET. Dos asteriscos indican significatividad al 5 por ciento.

El estadístico ECM confirma la existencia de cointegración a cualquier nivel convencional de significatividad. Los estadísticos de especificación no detectan problema alguno. El análisis recursivo de esta ecuación, no presentado aquí pero disponible requiriéndolo al autor, muestra que el modelo de corrección de error es muy estable y sus parámetros son constantes. Ninguna evidencia de cambio estructural fue encontrada, tal y como ocurría con la relación de largo plazo. La ecuación (1) de largo plazo para el PIB mexicano se obtiene de los coeficientes del cuadro 3:

$$pib = c + 0.83 ivusa - 0.30 tcr \quad (1)$$

Esta relación establece que el PIB mexicano en el largo plazo crecerá cerca de 0.8% por cada punto que el índice de la producción industrial de Estados Unidos se incremente. El PIB mexicano decrecerá un 0.3% por cada punto de depreciación del tipo de cambio real. Durante el periodo de muestra, el índice de la producción industrial de Estados Unidos determinó la tendencia de la economía mexicana, y las fluctuaciones del tipo de cambio real empalman muy cercanamente las desviaciones con respecto a la misma. Esto puede ser visto en la gráfica 3, donde al logaritmo del PIB se le sustrae el logaritmo del índice de la producción industrial multiplicado por el valor del coeficiente 0.8 y luego se compara con el negativo del tipo de cambio real.

La gráfica 4 es notablemente similar a la gráfica 1, donde la tendencia del PIB mexicano fue eliminada con un filtro HP. La implicación es que la tendencia del PIB mexicano fue completamente determinada por la actividad económica de Estados Unidos. La sección siguiente extiende el análisis a los componentes del PIB.

Cuadro 3. Modelo de corrección de error para el PIB, 1980-2000

<i>Variable</i>	Δgdp_t
gdp_{t-1}	-0.201 (0.041)
$ivusa_{t-1}$	0.167 (0.029)
rer_{t-1}	-0.066 (0.012)
Δgdp_{t-1}	-0.340 (0.081)
Δgdp_{t-3}	-0.290 (0.076)
$d9501$	-0.046 (0.014)
$d9502$	-0.075 (0.015)
<i>Valor p +</i>	0.001
R^2	0.924
R^2	0.914
<i>E.E.</i>	0.013
<i>Jarque – Bera</i>	0.073
<i>Coef. de asim.</i>	-0.005
<i>Coef. Curtosis</i>	3.15
<i>AR LM (7)</i>	1.13
<i>ARCH LM (7)</i>	0.51
<i>White – Het.</i>	0.79
<i>RESET</i>	0.07

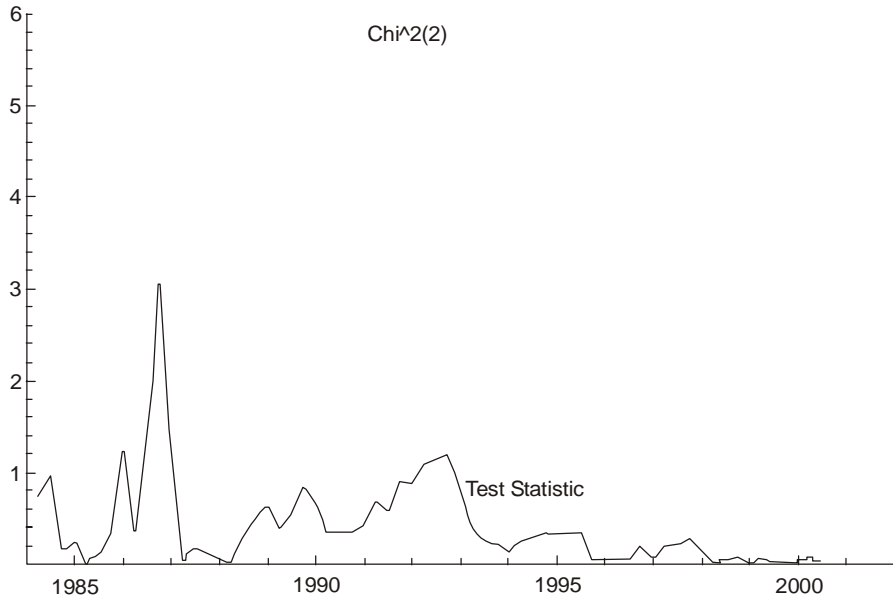
Errores estándar entre paréntesis.

+ Los valores críticos y valores p de este cuadro fueron obtenidos usando las superficies de respuesta en Ericsson y MacKinnon (1999), tal como se encuentran incorporadas en el programa ECMtest.xls (version 1.0).

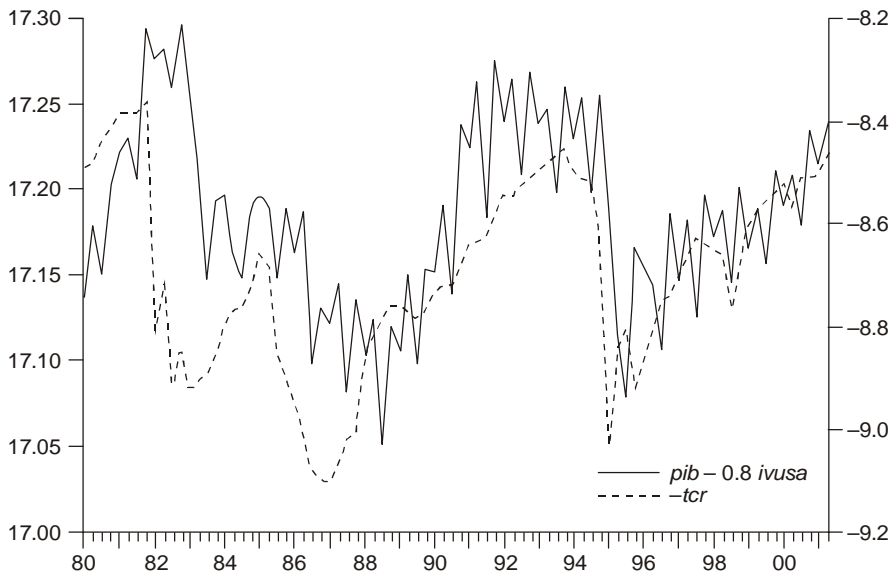
IV.2. Análisis de los componentes del PIB

Las variables que se analizan aquí son la formación bruta de capital (fk), el gasto gubernamental ($consgub$), el consumo privado ($conspri$), las exportaciones totales (exp) y las importaciones totales (imp). Se muestra que todas ellas dependen del mismo conjunto de variables que el PIB. Se estima un modelo de corrección de error no restringido para cada variable. La prueba de cointegración para cada una hace uso

Gráfica 3. Prueba de estabilidad recursiva para la ecuación de largo plazo del PIB



Gráfica 4. Representación de la relación de largo plazo entre el PIB (*pib*), la producción industrial de Estados Unidos (*ivusa*) y el tipo de cambio real (*tcr*)



del valor p del estadístico ECM generado por el programa de Ericsson y MacKinnon (1999). La solución de largo plazo para cada modelo proporciona las elasticidades de largo plazo correspondientes (es decir, los vectores de cointegración normalizados).

La dependencia de todos los componentes del PIB de la actividad económica de Estados Unidos y el tipo de cambio real es peculiar en sí misma, aunque lo más notable es que tales nexos se puedan describir en el contexto de relaciones de cointegración. El cuadro 4 contiene los estimados para cada modelo con la excepción de los coeficientes de las variables estacionales. Hay dos ecuaciones para exportaciones y cada una cubre una mitad de la muestra por razones a ser discutidas más adelante. La variable genérica EC^i es el término de corrección de error con $i = fk, congub, conspri, exp, imp$ indicando al componente que refiere. Ésta se forma factorizando los parámetros de largo plazo estimados en cada ecuación de tal modo que su estadístico t puede ser usado directamente para una prueba de cointegración. Cada término de corrección de error se define al final del cuadro. Los errores estándar están entre paréntesis.

Todas las ecuaciones son parsimoniosas, requieren pocos o ninguna variable de impulso (*dummy*) y exhiben un buen comportamiento estadístico. Hay muy pocos rezagos, lo que indica que el comportamiento dinámico proviene de los términos de corrección de error. Los coeficientes para éstos, llamados velocidad de ajuste, poseen el signo correcto y van desde -0.25 para la inversión bruta hasta -0.59 para gasto gubernamental. La velocidad de ajuste de la formación bruta de capital, consumo privado e importaciones son muy similares entre sí. Las velocidades de ajuste para exportaciones son más altas, especialmente para el segundo periodo.

Los valores p de los estadísticos ECM muestran que hay cointegración con un nivel de significatividad de 1%, con la excepción de exportaciones para el periodo 1980-1989, aunque aun en este caso hay cointegración al nivel de 5%. Los coeficientes de determinación son altos en todos los casos, especialmente para la ecuación de gasto gubernamental (esto es debido a la elevada estacionalidad de este componente). No hay problemas de no normalidad para los residuales en ningún caso, de acuerdo con los estadísticos Jarque-Bera. El estadístico del multiplicador de Lagrange para autocorrelación hasta orden 7 no detecta este problema en ningún caso. Las ecuaciones de consumo privado e importaciones presentan alguna evidencia de efectos ARCH, mientras que la segunda de ellas también muestra problemas de heterocedasti-

Cuadro 4. Modelos de corrección de error para los componentes del PIB

<i>Variables</i>	Δfk_t	$\Delta consgub_t$	$\Delta conspri_t$	$\Delta exp80_t^a$	$\Delta exp90_t$	Δimp_t
EC_{t-1}^i	-0.287 (0.056)	-0.595 (0.104)	-0.247 (0.038)	-0.351 (0.089)	-0.480 (0.077)	-0.250 (0.048)
$\Delta consgub_{t-4}$		0.210 (0.084)				
$\Delta conspri_{t-3}$			-0.314 (0.091)			
Δm_{t-1}						0.223 (0.099)
$d8103$				-0.209 (0.063)		
8601				-0.171 (0.061)		
$d9002$					-0.359 (0.037)	
$d9501_t$	-0.267 (0.041)					
$d9502_t$	-0.143 (0.041)					
T	83-2000	83-2000	81-2000	80-89	90-2000	80-2000
$ECM\ p_val^+$	0.001	0.000	0.000	0.046	0.000	0.002
R^2	0.694	0.983	0.822	0.603	0.802	0.912
R^2_{adjust}	0.665	0.981	0.810	0.497	0.763	0.941
SE	0.390	0.035	0.020	0.057	0.034	0.017
<i>Skewness</i>	0.13	0.322	-0.261	0.036	0.041	0.224
<i>Kurtosis</i>	2.972	3.216	3.538	1.993	2.397	3.424
<i>Jarque-Bera</i>	0.206	1.384	1.876	1.656	0.679	1.283
$LM_7\ AR$	0.994	1.109	1.766	0.294	0.274	1.388
$LM_7\ ARCH$	0.825	0.852	2.396**	0.578	0.844	2.097*
<i>White-Het.</i>	0.537	0.673	1.461	1.483	1.805	1.557*
<i>RESET</i>	0.011	0.468	0.015	0.047	0.926	1.807

** 5% de significatividad.

* 10% de significatividad.

$CE^{fk} = fk - 1.06\ ivusa + 0.71\ tcr$

$CE^{consgu} = consgub - 0.43\ ivusa + 0.16\ tcr$

$CE^{conspr} = conspri - 0.79\ ivusa + 0.36\ tcr$

$CE^{x8089} = x - 1.05\ ivusa - 0.54\ tcr$

$CE^{x9000} = x - 3.04\ ivusa - 0.34\ tcr$

$CE^m = m - 3.13\ ivpi + 1.23\ tcr$

^a exp80 indica que la muestra en la ecuación va de 1980-1989.

exp90 se refiere a la muestra 1990-2000.

cidad de acuerdo con la prueba de White. El estadístico RESET sugiere en cada caso que la especificación lineal es apropiada. Las relaciones de largo plazo implicadas por estos resultados son las siguientes:

$$fk = 1.06 ivusa - 0.71 tcr \quad (2)$$

$$consgub = 0.43 ivusa - 0.16 tcr \quad (3)$$

$$conspri = 0.79 ivusa - 0.36 tcr \quad (4)$$

$$exp80 = 1.05 ivusa + 0.54 tcr \quad (5)$$

$$exp90 = 3.04 ivusa + 0.34 tcr \quad (6)$$

$$imp = 3.13 ivusa - 1.23 tcr \quad (7)$$

Obsérvese que en casi todos los componentes del PIB el efecto del tipo de cambio real es negativo con la excepción de las exportaciones, donde el signo es positivo. Esto está en acuerdo con los resultados del análisis de impulso-respuesta del VAR mostrado anteriormente; una depreciación real mejora la balanza comercial, pero, debido a la respuesta de los otros componentes, el efecto total es contraccionista.

Los coeficientes para las ecuaciones de exportación son muy diferentes unos de otros, especialmente los correspondientes al índice de la producción industrial de Estados Unidos. Este coeficiente pasó de alrededor de uno en la primera submuestra a alrededor de tres en la segunda. La dificultad en encontrar una relación de cointegración en el componente exportaciones para la muestra completa es probablemente debida a un cambio estructural en la década de 1980, cuando México abrió su economía y se adhirió al GATT. Este cambio, sin embargo, no fue tan conspicuo como para reflejarse en la ecuación de PIB.

Las ecuaciones estáticas o de largo plazo, 2 a 7, reproducen el comportamiento de los datos bastante bien, aun sin incluir la dinámica de corto plazo. Los cinco paneles de la gráfica 4 muestran la senda temporal de cada variable junto con el ajuste de largo plazo correspondiente. La gráfica para exportaciones utilizó las ecuaciones de cada submuestra.

En todos los casos las ecuaciones estáticas hacen un buen trabajo reproduciendo el comportamiento de largo plazo de las variables respectivas, incluyendo muchos cambios de dirección abruptos. La serie de tiempo del gasto gubernamental (segundo panel superior) muestra elevada estacionalidad, la que se captura con variables dicotómicas en el modelo de corto plazo correspondiente. En el mismo panel se puede ver que el ajuste antes de 1983 no es tan aceptable posiblemente porque el papel del gobierno cambia después de la crisis de la deuda.

IV. Interpretación de los resultados

Los resultados de este artículo requieren una discusión más amplia. Durante la muestra, el PIB mexicano y sus componentes fueron determinados fundamentalmente por el índice de la producción industrial de Estados Unidos y el tipo de cambio real. El signo del efecto de esta variable sobre el PIB es negativo. El efecto contraccionista de una devaluación había sido observado en México durante la crisis cambiaria de 1976-1977, pero el grado de integración a la economía estadounidense es algo propio del periodo de muestra. En efecto, la economía mexicana antes de la década de 1980 solía crecer mucho más rápido que la de Estados Unidos. Hay varios aspectos que deben ser comentados.

IV.1. Discusión adicional sobre el enfoque econométrico

El enfoque metodológico seguido para derivar las ecuaciones hace improbable que los resultados puedan ser refutados introduciendo otras variables o utilizando otros métodos. Las relaciones econométricas fueron obtenidas siguiendo el enfoque general a específico con detallada comprobación de la especificación y evaluación fuera de muestra. El hecho de que estas ecuaciones fueran tan robustas de acuerdo con varias pruebas exigentes hace casi imposible que relaciones falaces pudieran producir tales resultados consistentemente.⁵

El papel del tipo de cambio real es especialmente intrigante porque una depreciación está asociada con una contracción del PIB a pesar de tener un efecto positivo sobre el superávit comercial. Esta relación no es en modo alguno nueva en la literatura. La novedad del hallazgo de este artículo es la presencia de tal efecto en el contexto de una relación lineal de largo plazo.⁶ Esto implica que la relación de los movimientos del PIB con los del tipo de cambio no varía ni con la magnitud ni con el signo de los movimientos de éste: una depreciación (apreciación) está asociada con una contracción (expansión) del producto.

⁵ El que el PIB de un país pueda tener inesperadas relaciones de cointegración se ejemplifica también en Ericsson *et al.* (2001). Estos autores muestran que el PIB del grupo G7 está cointegrado con la respectiva tasa de inflación, un resultado que contradice al típico análisis en la literatura sobre crecimiento donde la inflación a menudo se presume que tiene un efecto negativo sobre la *tasa de crecimiento* del PIB.

⁶ Ninguna ecuación muestra signos de no linealidad. El estadístico RESET reportado en los cuadros puede usarse como una simple prueba de no linealidad, tal y como se discute en Granger

Más aún, el resultado es invariante en tanto se halla en una relación de cointegración y no depende de la posible ausencia de otras variables que pudieran ser relevantes. En efecto, ecuaciones de cointegración como las halladas en este documento sobreviven aun si otras variables son necesarias para describir mejor una economía porque un sistema con variables adicionales relevantes podría generar otras relaciones de este tipo, pero no modificaría las que ya se encontraron.

Sin embargo, las propiedades dinámicas del sistema, tales como la de exogenidad débil de algunas variables, sí podrían verse afectadas.⁷ Esto es importante principalmente para el tipo de cambio real puesto que podría ser posible que la introducción de nuevas variables lo hicieran débilmente endógeno aun cuando las relaciones de cointegración sobrevivan. No obstante, resulta muy difícil encontrar variables que puedan causar este cambio en la dinámica del sistema tal y como Kamin y Rogers (2000) encontraron. La razón principal es que el tipo de cambio real tiene propiedades de variable financiera y, así, una propensión marcada a mostrarse como variable exógena en el análisis estadístico.

Bergoeing, Kehoe, Kehoe y Soto (2001) invocan el efecto contraccionista de una devaluación para apoyar algunos de sus argumentos, pero no lo incorporan ni en sus cálculos ni en sus esfuerzos de modelación. Kamin y Rogers (2000) revisan la literatura sobre dicho efecto y analizan las funciones de impulso respuesta de vectores autorregresivos con diferentes variables para eliminar la posibilidad de causalidad inversa, correlación espuria y efectos temporales. Los mismos temas se pueden examinar en el contexto de cointegración que aquí se proporciona. Los posibles problemas de correlación espuria y efectos temporales son directamente eliminados con las pruebas de cointegración presentadas, tal como se discutió antes, y sólo resta el de causalidad inversa. Esta última posibilidad puede ser descartada probando que el tipo de cambio real es superexógeno con respecto a los parámetros de la ecuación de corrección de error, lo cual se hace aquí aplicando la prueba (*i*) discutida en Ericsson e Irons (1995).⁸

y Teräsvirta (1993). El bajo valor de dicho estadístico indica que una especificación lineal es apropiada en cada caso.

⁷ Véase Juselius (2001).

⁸ La imposibilidad de invertir una ecuación en presencia de la propiedad de superexogeneidad es discutida en Hendry y Ericsson (1991).

Nótese que: 1) el tipo de cambio real es débilmente exógeno con respecto a los parámetros de la ecuación para el PIB, de acuerdo con el cuadro 2; 2) las pruebas recursivas (no mostradas aquí pero disponibles requiriéndolas al autor) muestran que el modelo del cuadro 3 es constante durante el periodo de muestra, y 3) las pruebas recursivas de un modelo autorregresivo para el tipo de cambio real muestran que los cambios de política (por ejemplo, la sustitución de un sistema de tipo de cambio por otro) causaron quiebres estructurales en el proceso marginal de esta variable. Puesto que estos cambios no afectaron los parámetros del modelo del PIB, se puede concluir que el tipo de cambio real es una variable superexógena para los mismos y por ello la causalidad inversa no puede aplicarse.

Sin embargo, hay un punto importante que mencionar.⁹ El análisis de cointegración mostró que el tipo de cambio real es una variable débilmente exógena en el sistema, pero esto no excluye que el tipo de cambio real se determine simultáneamente con el PIB. En otras palabras, el tipo de cambio real es una variable endógena en la mayoría de los modelos económicos, pero esto no evita que pueda resultar una variable que cumple con una propiedad puramente estadística (exogeneidad débil). De hecho, ésta debe ser la situación normal en la mayoría de las situaciones. La razón es que el tipo de cambio real es construido a partir del tipo de cambio nominal (junto con los precios relativos) y éste es una variable financiera que incorpora información más rápida que los indicadores macroeconómicos porque se actualiza día a día y aún a más alta frecuencia. Por esta razón, es típico que en muchos análisis el tipo de cambio nominal, y así el real, se mueva antes que las otras variables y esto causa que aparezca como variable débilmente endógena. La identificación de esta propiedad puramente estadística permite que se puedan utilizar el conjunto de pruebas del texto de forma confiable y no implica en modo alguno que el tipo de cambio real se determine fuera del sistema económico.

IV.2. Origen del efecto de largo plazo de la demanda foránea

Otro aspecto importante de las ecuaciones presentadas es que la tendencia del PIB mexicano la determine el índice de la producción industrial

⁹ Agradezco otra sugerencia útil de los dictaminadores para aclarar un punto que a menudo llama a confusión.

de Estados Unidos. Sin embargo, la fuerte integración de México con Estados Unidos no es única. Canadá es el otro socio económico principal de Estados Unidos y su dependencia con respecto a este país se refleja en que su PIB está *casi* cointegrado con el de Estados Unidos (la correlación de largo plazo se encuentra arriba de 0.8).¹⁰ Si los PIB de Canadá y Estados Unidos estuvieran cointegrados, dicha correlación de largo plazo sería igual a uno, lo cual está muy cerca de ocurrir con el valor de 0.8 mencionado. Esto indica que la tendencia de la economía canadiense está fuertemente influida pero no completamente determinada por la de Estados Unidos.

Los resultados del artículo se encuentran probablemente relacionados con el cambio de papel del gobierno mexicano provocado por la crisis de la deuda, con la incapacidad del sector privado de ocupar el lugar que éste tenía previamente como motor de la economía y con las políticas de apertura comercial de la década de 1980. Estos eventos comienzan a gestarse aproximadamente entre 1982 y 1985, mientras que las ecuaciones comienzan en 1980. Más adelante se discute el por qué estas ecuaciones funcionan de esta manera y quizás funcionarían si se incluyeran algunos años previos a 1980.

De acuerdo con Lustig (1998), antes de la crisis de 1982 el gobierno controlaba directa o indirectamente de 60 a 80% de la economía. La crisis y la situación posterior evitó que esto se prolongara. El sector público redujo su tamaño e influencia renunciando a la propiedad de empresas y reduciendo gastos, subsidios y controles de precios de modo frecuente. Después de la crisis, la demanda de la economía estadounidense, principalmente su sector industrial, reemplazó al gobierno como la principal fuerza motriz de la economía. Ésta fue quizás una motivación principal para que el gobierno dejara atrás décadas de política proteccionista y afiliara el país al GATT en 1985.

Durante el periodo de muestra, México creció en promedio casi lo mismo que la economía estadounidense¹¹ porque un impulso de crecimiento doméstico ha estado ausente. Antes de la crisis, el gasto gubernamental tenía un papel fundamental. Éste se financiaba en parte con la deuda externa que eventualmente dejó al país con una gran carga económica. Sachs (1989) trató de explicar la baja tasa de creci-

¹⁰ La correlación de largo plazo es la función de coherencia a frecuencia cero (véase Brockwell y Davis, 1991). Este resultado es robusto a través de diferentes submuestras. Se utilizaron los periodos 1957-2000 y 1980-2000 con resultados similares. Se utilizó tanto la función integrada a S-plus como el programa escrito por Albuquerque (2001) que calcula la correlación de largo plazo a frecuencia cero por un método no paramétrico.

¹¹ De 1980 a 2000 la tasa trimestral de crecimiento promedio de la producción industrial de Estados Unidos fue de 0.7%, mientras que la del PIB mexicano fue de 0.69 por ciento.

miento de la economía mexicana con un argumento basado en la carga que legó la deuda externa. Este autor propuso que el temor de confiscación a través de impuestos u otras políticas para pagar la deuda hacía a los inversionistas excesivamente precavidos. De alguna forma, este miedo derivado de la fragilidad financiera del sector público podría estar aún presente y, por ello, la inversión privada se condiciona fundamentalmente al comportamiento de la economía estadounidense. Bergoeing *et al.* (2001) hallaron la hipótesis de Sachs “consistente” para el caso mexicano aunque no para el chileno.

IV.3. Análisis para datos previos a 1980 y después de 2000

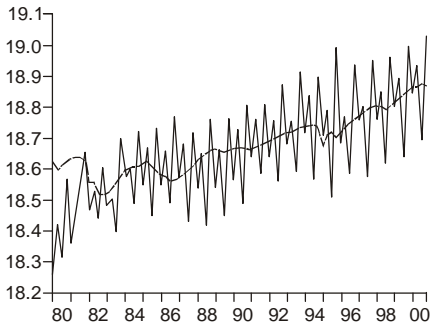
Las ecuaciones que se presentaron en este artículo se estiman desde 1980, pero una fecha más tardía (por ejemplo 1983) hace que la evidencia de cointegración se vuelva aún más fuerte y el ajuste mejore. De hecho, la gráfica 5 muestra que el ajuste al principio de la muestra no es tan bueno. Esto sugiere que quizás un cambio estructural ocurrió en esas fechas, pero éste no es fácil de detectar con la información disponible. Si los datos de principios de la década de 1980 no se comportan de manera radicalmente diferente, entonces la estimación y la evaluación no van a detectar problemas. A continuación se discute cómo se abordó este problema.

Una hipótesis de este artículo es que las relaciones encontradas reflejan un fenómeno que se gestó en la década de 1980. Para probarla es necesario mirar hacia atrás. Datos de cuentas nacionales con frecuencia trimestral para México no están disponibles antes de 1980, pero sí se pueden utilizar datos anuales del PIB desde mucho antes y datos mensuales del índice de la producción industrial desde 1970.

No es posible estimar una relación como la ecuación (1) con datos anuales para toda la muestra disponible y la razón se ve claramente en el primer panel de la gráfica 6, donde se presenta el logaritmo del cociente del PIB mexicano al PIB estadounidense para el periodo 1945-2000 para obtener una perspectiva del crecimiento relativo entre ambos países.

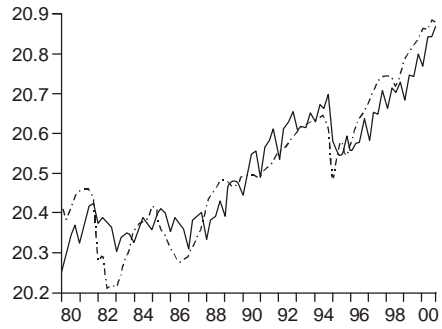
Se puede observar que la línea tiene una tendencia positiva bien definida hasta 1981. Ésta proviene del hecho de que la economía mexicana crecía considerablemente más rápido que la estadounidense. Desde la mitad de la década de 1970 se observan altibajos que no ocurrían previamente. A partir de 1982, la línea de crecimiento relati-

Gráfica 5. Bondad de ajuste de las ecuaciones de largo plazo



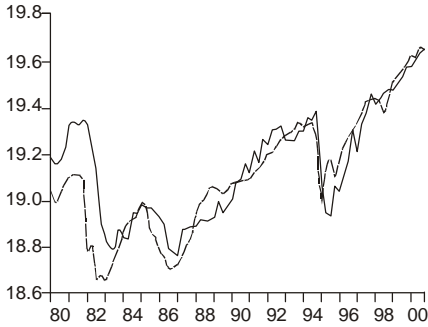
consgob

$$0.43 \text{ ivusa} - 0.16 \text{ tcr} + c$$



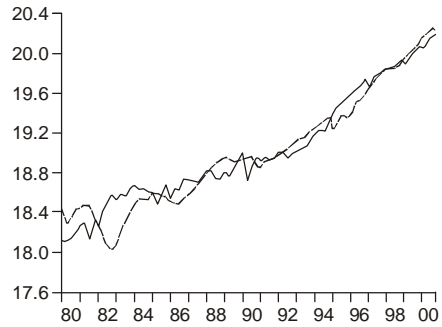
conspri

$$0.79 \text{ ivusa} - 0.36 \text{ tcr} + c$$



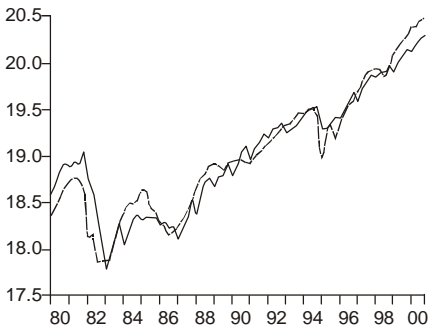
fk

$$1.06 \text{ ivusa} - 0.71 \text{ tcr} + c$$



exp

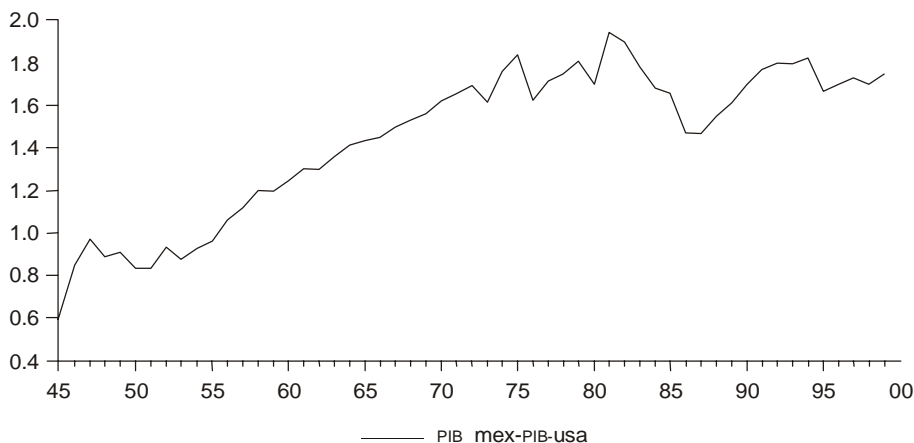
$$a \text{ ivusa} - b \text{ ivusa} + c$$



imp

$$3.13 \text{ ivusa} - 1.23 \text{ tcr} + c$$

Gráfica 6. Crecimiento relativo México-Estados Unidos



vo se estabiliza a un nivel constante aunque con fluctuaciones aún más pronunciadas (relacionadas con las del tipo de cambio real), lo cual se puede interpretar a partir de los resultados del artículo: ambas economías crecieron en promedio al mismo ritmo desde la década de 1980. Evidentemente, la ecuación (1) del PIB no aplica para la primera parte de la muestra y lo mismo debe suceder con las ecuaciones de los componentes.

Las fluctuaciones de finales de la década de 1970 están asociadas con los efectos de las devaluaciones de 1976 y 1977. De hecho, se podría pensar que la ecuación (1) podría funcionar desde esta época, al menos en el efecto del tipo de cambio real. Para explorar esta posibilidad se utilizó el índice mensual de la producción industrial de México como una variable aproximada de actividad económica global en lugar del PIB. Se estimaron varias ecuaciones para dicho índice condicional en las mismas variables que la ecuación (1). Para el periodo 1970-1981, los coeficientes no fueron significativamente diferentes de cero. Para el periodo 1970-2000 se pueden obtener coeficientes de cointegración válidos únicamente a 10% de significatividad y los modelos de corrección de error resultantes son inestables. Ambos resultados indican que los parámetros que se pueden estimar para el periodo 1970-1981 tienen un elevado error estándar que permite que los estimados para el resto de la muestra no sean rechazados estadísticamente. Esto también explica porqué las ecuaciones se pueden obtener desde 1980 aun cuando los eventos que parecen explicarlas ocurrieron después del

inicio de la muestra de estimación. Por contraste, a partir de 1983 los parámetros estimados para submuestras de razonable tamaño resultan muy similares y con errores estándar pequeños.

La muestra del documento termina en 2000, pero es fácil comprobar que lo esencial de los resultados se mantiene para años posteriores. Se volvió a estimar la ecuación para el PIB ampliando la muestra hasta el segundo trimestre de 2005 manteniendo la estructura de rezagos del MCE del cuadro 3 y se obtuvo la siguiente relación de largo plazo:

$$pib = c + 0.79 ivusa - 0.27 tcr \quad (8)$$

Nótese que las elasticidades de largo plazo son muy similares a las obtenidas con la muestra 1980-2000 mostradas en la ecuación (1). Adicionalmente, el estadístico ECM para probar cointegración fue -5.5 , el cual es fácilmente significativo al 1% utilizando los valores críticos de Ericsson y MacKinnon comentados arriba. Si se modifica la estructura de acuerdo con el mejor MCE dada la nueva información, la única elasticidad que cambia es la del tipo de cambio real (pasa de -0.27 a -0.30). Dados los argumentos ofrecidos anteriormente, se infiere que las relaciones para cada componente deben de mostrar resultados similares si se estiman con la muestra hasta el segundo trimestre de 2005.

V. Conclusiones

La integración económica de México a Estados Unidos es un proceso muy avanzado. Éste comenzó a intensificarse desde principios de la década de 1980 como una respuesta de la economía para salir de la crisis de ese periodo. Desde entonces, la actividad económica de Estados Unidos ha determinado la tendencia de la economía mexicana, mientras que las fluctuaciones alrededor de la misma han estado relacionadas con los altibajos del tipo de cambio real. El sector privado no ha ocupado con éxito el lugar que el gobierno tenía como motor de la economía antes de 1982.

Este artículo muestra que el PIB y sus componentes tienen relaciones de cointegración con el índice de la producción industrial de Estados Unidos y el tipo de cambio real. Los modelos de corrección de error son bien comportados estadísticamente. Los resultados implican un elevado grado de integración entre las dos economías que se gestó

desde principios de la década de 1980 y que no existía previamente. También dan una perspectiva nueva al conocido problema empírico del impacto del tipo de cambio real sobre la actividad económica de un país en desarrollo: a pesar del fuerte efecto positivo de una devaluación sobre la balanza comercial, el conjunto de la economía no responde de la misma manera. La detección de este efecto no es nueva en la literatura, pero su presencia en una relación de largo plazo, sí.

Referencias bibliográficas

- Albuquerque, Pedro H. (2001), "A Simple Nonparametric Long-run Correlation Estimator with an Application to Latin American Stock Returns", mimeo, University of Wisconsin.
- Bergoeing, R., P. J. Kehoe, T. J. Kehoe y R. Soto (2001), *A Decade Lost and Found: Mexico and Chile in the 1980s*, NBER Working Papers 8520, octubre.
- (2002), *Policy-Driven Productivity in Chile and Mexico in the 1980s and 1990s*, NBER Working Papers 8892, abril.
- Brockwell, P. J., y Richard A. Davis (1991), *Time Series and Methods*, 2a. ed., Nueva York, Springer-Verlag.
- Buffie, E. (1989), "Mexico 1958-1986: From Stabilizing Development to Debt Crisis", en Jeffrey Sachs (ed.), *Developing Country and the World Economy*, University of Chicago Press.
- Campos, J., y N. R. Ericsson (2000), *Constructive Data Mining: Modelling Consumer's Expenditure in Venezuela*, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, abril.
- De Brouwer, Gordon, y Neil R. Ericsson (1998), "Modelling Inflation in Australia", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 16, núm. 4, octubre.
- Engle, Robert y David F. Hendry (1993), "Testing Super Exogeneity and Invariance in Regression Models", *Journal of Econometrics*, vol. 56, pp. 119-139.
- Ericsson, Neil R., y James G. MacKinnon (1999), *Distributions of Error Correction Tests for Cointegration*, International Finance Discussion Paper 655, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Ericsson, Neil R. y John S. Irons (1995), *The Lucas Critique in Practice: Theory without Measurement*, International Finance Discussion Papers 506, Board of Governors of the Federal Reserve System.

- Ericsson, Neil R., John S. Irons y Ralph W. Tryon (2001), "Output and Inflation in the Long Run", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, pp. 241-253.
- Granger, C. W. J. y Timo Teräsvirta (1993), *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford, Oxford University Press.
- Hendry, D. F. (1995), *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press.
- Hendry, D. F., y Neil R. Ericsson (1991), "Modelling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States", *European Economic Review*, vol. 35, pp. 833-886, North-Holland.
- Hoover, K. D., y S. J. Perez (1999), "Data Mining Reconsidered: Encompassing and the General to Specific Search", *Econometrics Journal*, vol. 2, núm. 2, pp. 167-191 (con discusión).
- Johansen, S., y K. Juselius (1992), "Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and UIP for the UK", *Journal of Econometrics*, vol. 53, pp. 211-244.
- Juselius, Katarina (2001), "European Integration and Monetary Transmission Mechanisms: The Case of Italy", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, pp. 341-358.
- Kamin, Steve B., y John H. Rogers (2000), "Output and the Real Exchange in Developing Countries: An Application to Mexico", *Journal of Development Economics*, vol. 61, pp. 85-109.
- Lustig, N. (1998), *Mexico: The Remaking of an Economy*, 2a. ed., Washington, D.C., Brookings Institution.
- Maddala G. S., y Kim In-Moo (1998), *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Phillips, P. C. B., y Bruce E. Hansen (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression With I(1) Processes", *Review of Economic Studies*, vol. 57, pp. 99-125.
- Sachs, J. (1989), "The Debt Overhang of Developing Countries", en R. Findlay, G. Calvo, P. Kours y J. Braga de Macero (eds.), *Debt, Stabilization and Development: Essays in Memory of Carlos Díaz-Alejandro*, Oxford, Blackwell, pp. 80-102.
- Senhadji, A., y C. Montenegro (1998), *Time Series Analysis of Export Demand Equations: A Cross-Country Analysis*, IMF Working Paper 98/149, octubre.