

Oferta y demanda agregadas en México: tendencia, cambio estructural y cointegración

Pablo Mejía Reyes
Javier Jesús Ramírez Hernández

98



2005

La colección *Documentos de Investigación* difunde los avances de trabajo realizados por investigadores de El Colegio Mexiquense, A.C., con la idea de que los autores reciban comentarios antes de la publicación definitiva de sus textos. Se agradecerá que los comentarios se hagan llegar directamente al (los) autor(es). Los editores han mantenido fielmente el texto original del presente documento, por lo que tanto el contenido como el estilo y la redacción son responsabilidad exclusiva del(de los) autor(es). D.R. © El Colegio Mexiquense, A.C., Ex hacienda Santa Cruz de los Patos, Zinacantepec, México. Teléfonos: (722) 279-99-08, 218-01-00 y 218-00-56; fax: ext. 200; E-mail: ui@cmq.edu.mx Correspondencia: Apartado postal 48-D, Toluca 50120, México.

*El primer autor es investigador de El Colegio Mexiquense y el segundo es estudiante del Doctorado en Ciencias Sociales de la misma institución, por lo que le gustaría agradecer el financiamiento de CONACYT. Correspondencia: El Colegio Mexiquense, A. C. Apartado Postal 48-D, Toluca, México, C. P. 50120. Correo electrónico: pmejia@cmq.edu.mx.

Resumen

En este documento se aplican técnicas de series de tiempo para caracterizar el comportamiento de largo plazo del PIB *per cápita* real y de las series que conforman la oferta y demanda agregadas de México. Las pruebas de raíces unitarias convencionales sugieren que todas estas series contienen una tendencia estocástica. Sin embargo, dada la posibilidad de que estos resultados se deban a la presencia de una quiebre en la tendencia de varias series a principios de los años ochenta, se evalúa la estacionariedad de las series en presencia de cambio estructural mediante la prueba de Perron (1989). Los resultados sugieren que solamente algunas de las variables domésticas comparten este quiebre. Sin embargo, dada la posibilidad de que el cambio estructural sea en realidad estocástico y no determinista como se asume en la prueba de cambio estructural, se evalúa si las series comparten tendencias estocásticas. Los resultados muestran que éste es el caso.

Clasificación JEL: C22, C52, E20.

Palabras clave: Crecimiento, Raíces unitarias, Cambio estructural, Cointegración, México.

INTRODUCCIÓN

La economía mexicana experimentó un dramático cambio de rumbo a partir de la década de los años ochenta. Los problemas asociados a los mercados internacionales de crédito y del petróleo, por entonces el principal producto de exportación, junto con una serie de errores de política económica, provocaron desequilibrios fiscales y comerciales que se manifestaron en una de las peores crisis de la economía en 1982. Las dificultades para mantener un proceso de desarrollo orientado hacia adentro (junto con el cambio en la orientación económica del nuevo gobierno y la influencia de los organismos internacionales) obligaron a instrumentar cambios radicales en la economía a partir de entonces. De un modelo de economía cerrada y con importante participación del estado en la economía, se pasó a otro de apertura comercial y privatización y desregulación de la actividad económica. Con ello, se sentaron las bases para un modelo de desarrollo basado en una economía abierta donde el mercado actuaría como mecanismo regulador de las decisiones económicas (véanse Lustig, 2002; Cárdenas, 1996; Ros, 1987).

Los efectos de la crisis de 1982 y las nuevas medidas de política económica, así como las dificultades para estabilizar la economía durante la mayor parte de los años ochenta y la exposición del país a frecuentes choques externos se tradujeron en un menor crecimiento y en una mayor volatilidad. Aunque el desempeño eco-

nómico durante la década de los años noventa mejoró sustancialmente, la situación no cambió de manera definitiva. Así, es posible afirmar que durante las últimas dos décadas la economía mexicana ha experimentado un menor crecimiento y una mayor volatilidad que en el pasado debido a la más frecuente ocurrencia de crisis económicas. El objetivo de este documento es analizar cuantitativamente estos aspectos en un horizonte largo de tiempo.

El estudio de las características de corto y de largo plazo del desempeño económico ha tomado auge en los últimos años, especialmente para el caso de los países en desarrollo, donde hasta hace poco los temas de mayor interés tenían que ver con el análisis de los problemas vinculados a la estabilización económica. Una rama de la literatura es especialmente relevante para este trabajo. Después de la aparición del trabajo de Nelson y Plosser (1982), el análisis de las características de las tendencias de los agregados macroeconómicos se ha convertido en una práctica ampliamente extendida, dado que eso nos permite determinar la naturaleza de los choques a los que está expuesta la economía. En concreto, cuando una serie presenta una tendencia determinista, los choques que experimenta la economía se diluyen en el tiempo, por lo que la serie fluctúa en torno a tal tendencia. Por el contrario, cuando la serie es esencialmente estocástica, los choques tienen efectos permanentes que hacen que la serie deambule. Así, Ruprah (1991) aplica la prueba propuesta por Dickey y

Fuller (1981) y la razón de varianzas de Cochrane (1988) y concluye que la tendencia del PIB *per cápita* de México es esencialmente estocástica. Por su parte, Mejía-Reyes y Hernández-Veleros (1998) extienden el análisis anterior e incorporan la prueba de Phillips y Perron (1988), la misma prueba de Cochrane (1988) para un horizonte más amplio y el método de descomposición de series de Beveridge y Nelson (1981). Sus resultados les permite rechazar la hipótesis de raíz unitaria, pero sugieren que la serie del PIB *per cápita* muestra una elevada persistencia que origina que los choques tengan efectos duraderos, aunque no permanentes.

Por otro lado, Noriega y Ramírez-Zamora (1999) y Castillo-Ponce y Díaz-Bautista (2002) evalúan la existencia de raíces unitarias en la serie del PIB en presencia de cambios estructurales determinados endógenamente. Los primeros utilizan métodos de remuestreo y concluyen que la serie del PIB ha experimentado tres cambios principales alrededor de 1931, 1950 y 1980. Al tomar en cuenta tales cambios, la serie del PIB resulta ser estacionaria en torno a una tendencia quebrada. Los segundos autores aplican la prueba de Zivot y Andrews (1992) y encuentran evidencia de cambios estructurales en 1932, 1983 y 1995. Sin embargo, a diferencia de los primeros autores, ellos concluyen que la serie es integrada de orden uno incluso considerando una tendencia quebrada.

Este documento trata de contribuir al análisis de la dinámica económica de largo plazo de la economía mexicana. En concreto, se analiza la naturaleza de las tendencias del PIB *per cápita* de México y de los componentes principales de oferta y demanda agregadas a través de las pruebas de raíces unitarias de Dickey y Fuller (1981) y de Phillips y Perron (1988). Además, se investiga si todas estas series comparten el cambio estructural de principios de los años ochenta que otros autores han reportado mediante la aplicación de la prueba de Perron (1989). Sin embargo, como se discute más adelante, esta prueba ha sido cuestionada por la definición *a priori* de la fecha del cambio estructural. Más aún, se podría argumentar que aunque se empleen métodos

estadísticos para determinar endógenamente la fecha del cambio, éste se modela como un fenómeno puramente determinista cuando en realidad el mismo quiebre puede ser de naturaleza estocástica. Por ello, utilizamos técnicas de cointegración para investigar si las variables en cuestión responden a choques estocásticos independientes o si, por el contrario, comparten una o más tendencias estocásticas.

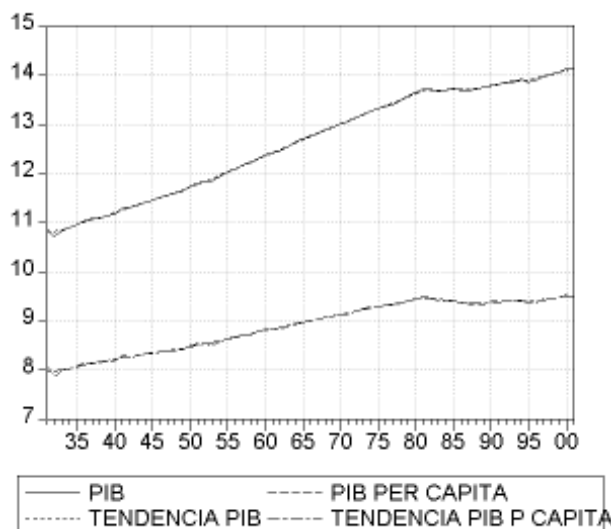
Una de las diferencias más importantes entre éste y otros trabajos es que consideramos un horizonte de tiempo más amplio, 1931-2001 y más agregados macroeconómicos, lo cual nos permite no sólo disponer de mayor información para el análisis, sino contrastar sobre una base más consistente de datos la hipótesis de cambio estructural en la dinámica de largo plazo de la economía mexicana.

Este documento está estructurado de la siguiente manera. En la Sección 1 se muestran las características más importantes del comportamiento de las variables analizadas, destacando la existencia de información preliminar que sugiere la existencia de un cambio estructural de largo plazo. En la Sección 2 se presentan las metodologías por emplear. Se delinean los conceptos vinculados a las pruebas de raíces unitarias, cambio estructural y cointegración. En la Sección 3 se aplican estas metodologías a la experiencia de México. Finalmente, en la Sección 4 se discuten los resultados y se establecen las conclusiones principales.

1. CARACTERÍSTICAS ESTADÍSTICAS BÁSICAS

En primer lugar se analizan las características del PIB *per cápita* real en virtud de que es una medida general del nivel de desarrollo de una economía; su comportamiento se exhibe en la Gráfica 1. Igualmente, la Gráfica 1 presenta el comportamiento del PIB real total de México. Durante el periodo de 1931 a 2001 la actividad de la economía de México mostró un comportamiento marcado por dos patrones claramente diferenciados. Por un lado, se puede observar un subperiodo caracterizado por una fase de crecimiento

GRÁFICA 1
 PIB *per cápita* real y PIB real total, 1931-2001
 (VALORES REALES Y TENDENCIAS ESTIMADAS EN LOGARITMOS)



sostenido, en tanto que, por otro, se aprecia un segundo subperiodo con fases de crecimiento y contracción más cortas y frecuentes. En otras palabras, el desempeño de la economía mexicana mostró una primera etapa de fluctuaciones de la actividad productiva en torno a una tendencia de crecimiento prolongado, y otra en la cual se presentan fluctuaciones recurrentes en torno a una senda esencialmente de estancamiento.

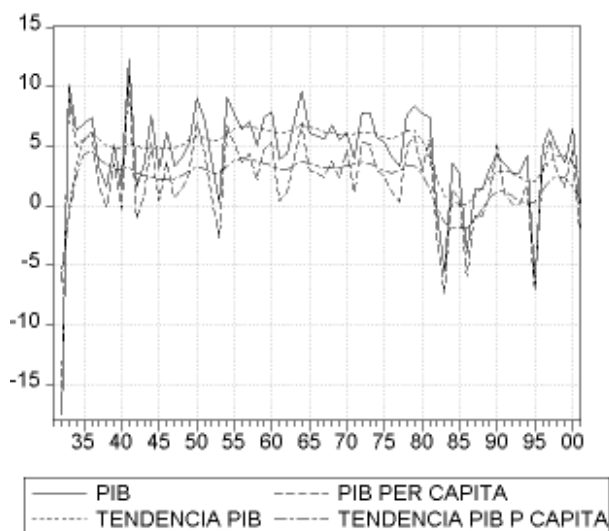
Para tener una presentación más precisa de este aspecto, en la misma gráfica se presentan las tendencias de las dos series del PIB obtenidas mediante la aplicación del filtro propuesto por Hodrick y Prescott (1997).¹ Si aceptamos que la tendencia calculada de esta forma es un indicador del crecimiento de largo plazo, entonces observamos que gran parte de la explicación de la dinámica económica del primer periodo estuvo asociada a cambios fundamentales en la economía que permitieron una expansión larga

¹ El filtro de Hodrick y Prescott (1997) trata de captar la idea de Lucas (1977) de que la tendencia del indicador de la economía está determinada por el estado estacionario definido por la teoría neoclásica del crecimiento económico. De acuerdo con ésta, la tendencia estaría asociada a la tasa de cambio tecnológico, la cual no es constante a través del tiempo, pero cambia de manera lenta y suave.

y duradera.² Por otro lado, se aprecia un quiebre en la tendencia a partir de 1981-1982. Evidentemente, tal cambio está asociado con el inicio de la crisis de la deuda de esos años. Aun cuando persiste aun cierto debate sobre las causas de la crisis,³ resulta evidente que la economía mexicana entro a partir de entonces en un proceso de estancamiento general con recesiones recurrentes del cual ha sido difícil salir. Sólo al final del periodo de estudio se aprecia un cierto repunte en la tendencia de largo plazo. Sin embargo, es demasiado pronto para establecer conclusiones respecto a un despegue definitivo de la economía mexicana.

La Gráfica 2 presenta las tasas de crecimiento y su tendencia (también calculado con el filtro de Hodrick y Prescott, 1997) de los indicadores

GRÁFICA 2
 PIB *per cápita* real y PIB real total, 1931-2001
 (TASAS DE CRECIMIENTO Y TENDENCIAS ESTIMADAS)



² El crecimiento de esta etapa se explica especialmente por la expansión del capital, tanto público como privado, en un contexto de expansión del mercado interno impulsada por una política proteccionista y la existencia de capacidad ociosa en varias industrias del país. En ese sentido, los importantes cambios cualitativos en la mano de obra y el cambio tecnológico tuvieron un papel muy limitado en la expansión económica sostenida. Véanse Elías (1992), Cárdenas (1996) y Lustig (2002) para una exposición más detallada sobre estas explicaciones.

³ Véanse Lustig (2002), Cárdenas (1996), Bazdresch y Levi (1992) y Ros (1987) para un análisis de las distintas explicaciones.

de la producción. Esta información refuerza la primera impresión: las tasas de crecimiento son positivas después de la contracción de 1932 y si bien existieron fluctuaciones por encima y por debajo de su tendencia, las tasas tomaron valores positivos hasta el comienzo de la década de los años ochenta. A partir de entonces hubo un desplazamiento en su tendencia originado por la aparición de tasas de crecimiento negativas. Como se aprecia, incluso estadísticos básicos sugieren la importancia de los efectos de los choques que la economía nacional experimentó a principios de los años ochenta. A continuación, se emplearán técnicas de series de tiempo para profundizar en su análisis.

2. ASPECTOS METODOLÓGICOS

2.1. Tendencias y raíces unitarias

Después de la publicación del trabajo pionero de Nelson y Plosser (1982) se ha vuelto una práctica comúnmente aceptada el analizar la dinámica de largo plazo de las series económicas a través de la evaluación de su estacionariedad⁴. En particular, se determina la naturaleza de la tendencia de las series o equivalentemente se evalúa la existencia de raíces unitarias en un proceso autorregresivo (de orden 1). Si hay (al menos) una raíz unitaria en dicho proceso, la serie tendrá una tendencia estocástica, por lo que los choques que experimenta tal serie tienden a acumularse en el tiempo haciendo que la serie no converja hacia ningún valor o tendencia. Por el contrario, si la raíz del proceso es menor a uno, la tendencia de la serie será descrita como determinista, lo cual implica que los choques que

⁴ En la literatura teórica se han ofrecido distintos argumentos para explicar la presencia de una raíz unitaria. Por un lado, la teoría de los ciclos económicos reales sugiere que una de las principales fuentes de las fluctuaciones son los choques permanentes del lado de la oferta, tales como los tecnológicos. Por su parte, la existencia de fallas de mercado (competencia imperfecta, fallas de coordinación, información asimétrica, etcétera) pueden hacer que los choques de demanda (inicialmente de naturaleza transitoria) tengan efectos permanentes sobre la dinámica de la producción. Véase Mejía-Reyes y Hernández-Veleros (1998) para una revisión de la literatura sobre estos temas.

experimenta se diluyen en el tiempo, por lo que la serie fluctuará en torno a tal tendencia.⁵

Con el propósito de evaluar la existencia de raíces unitarias en la serie del PIB per cápita de México se emplean dos de las metodologías más comunes, así como una variante de las mismas para analizar la posibilidad de cambio estructural. En particular, se aplica la prueba de Dickey-Fuller aumentada, DF_A , (Dickey y Fuller, 1981), la cual evalúa si el coeficiente autorregresivo de orden uno para la serie en cuestión es estadísticamente igual o menor a uno. En la práctica, se emplea la siguiente reparametrización (para variables que tienden a crecer en el tiempo):

$$\Delta y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \gamma t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

La estimación se hace con mínimos cuadrados ordinarios y, dado que bajo la hipótesis nula su distribución limitante no es una normal, el estadístico de prueba t se contrasta con los valores críticos ofrecidos por Dickey and Fuller (1981).⁶ Para que las innovaciones del modelo no presenten correlación serial, se introducen rezagos de las diferencias de la variable en cuestión. En segundo lugar, se emplea la prueba propuesta por Phillip y Perron (1988), PP , la cual es válida a pesar de que las innovaciones se distribuyan de manera heterogénea y/o presenten débil dependencia. La prueba se basa en una regresión del tipo

$$y_t = \tilde{\phi}_0 + \tilde{\phi}_1 y_{t-1} + \tau_2 (t - T/2) + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde T es el número de observaciones. La principal ventaja de esta aproximación es que además de permitir una amplia gama de mecanis-

⁵ En otros términos, una serie estacionaria fluctúa alrededor de una media, tiene una función de autocorrelación simple que decrece rápidamente cuando aumentan los retardos, su varianza es finita e independiente del tiempo, y tiene memoria limitada. Véanse Suriñach, *et al.* (1995); Banerjee, *et al.* (1993) y Engle y Granger (1987) para una exposición más amplia.

⁶ En la práctica, se emplean los valores críticos proporcionados por McKinnon (1991), los cuales están disponibles para diferentes tamaños de muestra.

mos generadores de errores, los estadísticos de prueba requieren la estimación de un solo modelo autorregresivo de primer orden por mínimos cuadrados ordinarios y un factor de corrección no paramétrico basado en la estructura de los residuos de la regresión estimada.

Por otro lado, la información presentada en la sección anterior sugiere la existencia de un quiebre en la tendencia de la serie del PIB *per cápita*. Así, una vez que se hacen pruebas convencionales de cambio estructural en un modelo autorregresivo para la serie,⁷ se evalúa formalmente la existencia de cambio estructural a través de la prueba propuesta por Perron (1989) tomando como base una regresión general como la siguiente:

$$y_t = \mu + \theta D_u + \beta t + \gamma D_t + \delta D_p + \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

donde se asume que un cambio estructural ocurre en el periodo t , de modo que $D_u = 1$ si $t > \tau$, y $D_u = 0$ si $t \leq \tau$, $D_T = t$ si $t > \tau$ y $D_T = 0$ si $t \leq \tau$, $D_p = 1$ si $t = \tau + 1$ y $D_p = 0$ si $t \neq \tau + 1$. El estadístico de prueba relevante es el estadístico t del valor estimado de f , el cual se contrasta con los valores críticos proporcionados por Perron (1989).

2.2. Cointegración

El análisis de cointegración, sugerido por Engle y Granger (1988) y generalizado al caso multivariado por Johansen (1991), se ha popularizado en los últimos años debido a que permite analizar la naturaleza de largo plazo de series no estacionarias. En particular, permite determinar si series integradas del mismo orden (e incluso de orden distinto) pueden combinarse para

generar una serie estacionaria. Si ese es el caso, se dice que las series están cointegradas y que necesariamente comparten una o varias tendencias estocásticas (Stock y Watson, 1988). En otras palabras, si las series en cuestión son integradas de orden 1, entonces contendrán una raíz unitaria, de modo que tendrán una tendencia estocástica que no las hará converger hacia ninguna senda determinista en particular. El concepto de cointegración implica que si las series están cointegradas, necesariamente tendrán tendencias similares en largo plazo.

El análisis formal parte del siguiente modelo de vectores autorregresivos para el vector X_t de orden $(k \times 1)$ formado por variables integradas de orden 1:

$$\Delta X_t = \mu + \sum_{i=1}^p A_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

donde ΔX_t , μ y ε_t son vectores de orden $(k \times 1)$ y las A_i son matrices de orden $(k \times k)$ de parámetros desconocidos. Este modelo es reformulado como un modelo vectorial de corrección de error:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

donde $\Gamma_i = -I + A_1 + \dots + A_p$, $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_p)$ e I es una matriz unitaria de orden k . El análisis de cointegración se concentra en el rango de la matriz Π . Puesto que son k las variables que constituyen el vector X_t , el rango máximo de Π es k . Ahora bien, si $\rho(\Pi) = 0$, Π es una matriz nula y el modelo sería un VAR tradicional en primeras diferencias. Si $\rho(\Pi) = k$, el proceso es estacionario. En una situación intermedia con $\rho(\Pi) = r$, habría un vector cointegrador y la expresión Πx_{t-p} sería estacionaria. En el caso en el que $\rho(\Pi) = r$, con $1 < r < k$ habría múltiples vectores cointegradores y se dice que Π tendría rango reducido igual a r .

⁷ Las pruebas de cambio estructural son la CUSUM y CUSUMQ, así como la estimación de los parámetros por mínimos cuadrados recursivos.

En tal caso, existirían las matrices α y β cada una con rango r , tal que $\Pi = \alpha\beta'$, de modo el mecanismo de corrección de error sería estacionario.

En número de vectores cointegradores diferentes puede obtenerse evaluando la significancia estadística de las raíces características de Π , puesto que el rango de una matriz es igual al número de raíces características que son diferentes de cero. En la práctica se obtienen estimaciones por máxima verosimilitud de Π y de sus raíces características. La prueba del número de raíces características que son significativamente iguales a cero se realiza mediante el siguiente estadístico de prueba:

(6)

$$\lambda_{traza}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

donde $\hat{\lambda}_i$ es la i -ésima raíz característica y T es el número de observaciones. Este estadístico evalúa la hipótesis nula de que el número de vectores cointegradores es menor o igual a r contra una hipótesis alternativa general. Los valores críticos son proporcionados por Johansen (1995).

3. CARACTERÍSTICAS DE LARGO PLAZO DEL SECTOR REAL DE MÉXICO

3.1. Tendencias y raíces unitarias

En esta sección se presentan los resultados del análisis de la dinámica de largo plazo de la economía mexicana. Específicamente, se analiza la naturaleza de la tendencia del PIB *per cápita* real a través de la evaluación de la existencia de raíces unitarias en esta serie con base en las pruebas anteriormente descritas. El análisis se lleva a cabo para el periodo muestral completo (1933-2001) y para dos subperiodos definidos con base en la literatura existente,⁸ a saber, 1933-1981 y 1982-

2001. Esta clasificación sirve de hecho, como antecedente para la realización de la prueba de raíz unitaria con cambio estructural. El mismo análisis se lleva a cabo para las otras seis variables aquí consideradas.

Las pruebas se realizan para el logaritmo natural de la serie en nivel y para su primera diferencia. En el primer caso, la prueba incluye un intercepto y una tendencia determinista para analizar si la serie es estacionaria en torno a dicha tendencia, tal como se describe en la expresión (1). El número de rezagos en la prueba DFA se determino de acuerdo al Criterio de Información de Akaike. Por su parte, aunque se realizó la prueba PP para distintos valores del parámetro de truncación l , se reportan solamente los resultados para $l = 1$; la naturaleza de los resultados no depende del valor de este parámetro.⁹ Los resultados aparecen en el Cuadro 1.

Para el logaritmo del PIB *per cápita*, los resultados sugieren que la hipótesis nula sobre la existencia de una raíz unitaria no puede ser rechazada a los niveles de confianza convencionales para ninguna de las muestras consideradas. En consecuencia se puede concluir que la variable en niveles es no estacionaria en torno a una tendencia determinista, es decir, muestra una tendencia estocástica. Queda entonces la posibilidad de que la primera diferencia de la serie sí sea estacionaria en torno a una constante. Los resultados de la prueba DFA muestran que este es el caso para todos los periodos considerados.

Es importante hacer notar que las estimaciones presentadas en el Cuadro 1 no serían eficientes en presencia de heteroscedasticidad en los residuos, puesto que la prueba DFA sólo considera una corrección por autocorrelación.¹⁰ Por esta razón, se presentan también los resultados de la

⁹ Para determinar el valor del parámetro de truncación se siguió a Perron (1988) con el uso de un valor pequeño de l dado que existe una correlación positiva entre los residuos del modelo AR(1) correspondiente. En particular, se empleó $l = 1$ para los diferentes periodos, pero los resultados no cambian cuando se usan valores de $l = 2, 3, 4$ y 5 .

¹⁰ Los resultados de la prueba de White para detectar heteroscedasticidad sugieren que la presencia de heteroscedasticidad en la mayoría de los casos. Estas pruebas no se reportan, pero están disponibles a solicitud expresa.

⁸ Los periodos propuestos son consistentes con los sugeridos por Mejía-Reyes y Hernández-Veleros (1998), quienes los definen de manera arbitraria, y por Noriega y Ramírez-Zamora (1999), quienes determinan endógenamente la fecha de quiebre en la tendencia.

CUADRO 1
PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS DE LAS VARIABLES AGREGADAS, 1931-2001

Variable	Periodo	Pruebas en niveles			Pruebas en tasas de crecimiento		
		1931-2001	1932-1981	1982-2001	1931-2001	1932-1981	1982-2001
PIB PER CAPITA	DFA	-0.207	-2.072	-1.471	-5.5210***	-6.844***	-4.041***
	PP	-0.644	-6.468	-2.31	-10.715***	-13.828***	-4.329***
PIB	DFA	-0.465	-2.297	-2.024	-5.409**	-6.097**	-5.271**
	PP	-0.353	-4.685**	-2.653	-10.573**	-17.477**	-7.159**
CONSUMO	DFA	-0.577	-3.188	-2.881	-7.415***	-7.813***	-4.404**
	PP	-0.629	-3.244*	-2.428	-7.543***	-8.929***	-4.536***
INVERSIÓN	DFA	-2.325	-4.413**	-3.558*	-7.122***	-7.211***	-4.709***
	PP	-2.335	-3.388*	-4.632***	-6.082***	-4.536***	-4.935***
GASTO DE GOBIERNO	DFA	-1.142	-1.995	-2.745	-6.219***	-6.372***	-4.355**
	PP	-0.581	-1.539	-2.508	-6.499***	-7.168***	-4.716***
EXPORTACIONES	DFA	-1.649	-2.019	-2.259	-6.339***	-6.518***	-3.546*
	PP	-1.372	0.212	-1.159	-6.744***	-5.810***	-4.235**
IMPORTACIONES	DFA	-2.794	-2.812	-5.790***	-6.977***	-6.388***	-5.585***
	PP	-2.542	-1.648	-5.239***	-7.452***	-6.202***	-4.239**

DFA representa la prueba Dickey-Fuller aumentada; PP es la prueba Phillip-Perron Significativo al 1% ***, significativo al 5% **, significativo al 10% *

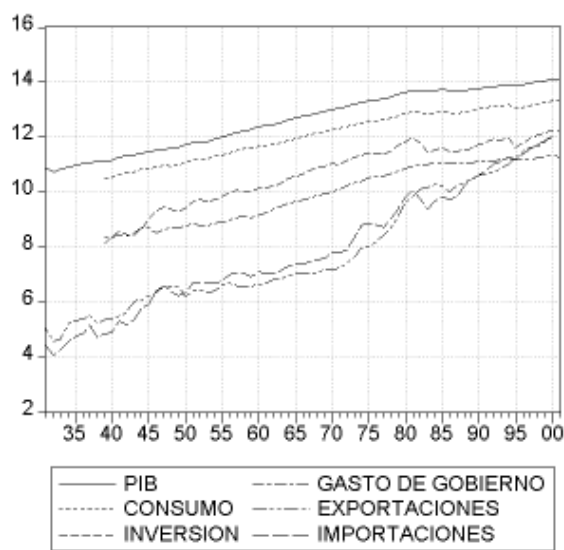
prueba PP, los cuales son robustos ante situaciones como ésta. Los resultados aparecen también en el Cuadro 1.

Se encuentra evidencia de que en el periodo 1933-1981 la serie del PIB *per cápita* real es estacionaria en torno a una tendencia determinista, en tanto que en los otros casos se mantiene la misma implicación obtenida de la prueba DFA: la serie no es estacionaria. La prueba PP también sugiere que la serie es estacionaria en primeras diferencias para todos los periodos considerados. En virtud de que la prueba PP es válida en un contexto más amplio que la DFA, los resultados sugieren la presencia de una tendencia estocástica en todo el periodo de estudio, una determinista en la fase de crecimiento prolongado y una tendencia estocástica en la etapa de final.¹¹

El mismo análisis se realizó para caracterizar la dinámica de largo plazo de las variables que constituyen la oferta y la demanda agrega-

das. La evolución de las series se muestra en la Gráfica 3 y los resultados de las pruebas aparecen también en el Cuadro 1. La evidencia sugiere

GRÁFICA 3
OFERTA Y DEMANDA AGREGADAS, 1931-2001
(VALORES REALES DE VARIABLES EN LOGARITMOS)



¹¹ Los resultados anteriores son consistentes con los presentados por Mejía-Reyes y Hernández-Veleros (1998), quienes analizan el periodo 1931-1995.

que todas las variables tienen características similares a las del PIB *per cápita* durante el periodo completo. Sin embargo, cuando se consideran los distintos subperiodos, solamente el PIB total y el consumo tienen un patrón similar: son estacionarios en el periodo 1933-1981 de acuerdo a la prueba PP y no estacionarios en los demás casos. La inversión, por su parte, es estacionaria en las dos submuestras al menos al 10% de significancia de acuerdo a ambas pruebas, en tanto que la serie de importaciones es estacionaria solamente en el periodo 1982-2001 también de acuerdo a ambas pruebas. Las series de gasto público y exportaciones no son estacionarias en ningún periodo. Finalmente, las dos pruebas sugieren que todas las series son estacionarias en primeras diferencias en los distintos periodos.

En resumen, los resultados descritos sugieren que las series son I(1) cuando se considera el periodo completo. Sin embargo, la existencia de una tendencia que se quiebra a principios de los años ochenta sugiere la necesidad de evaluar la estacionariedad de las series considerando un cambio estructural en esas fechas. Específicamente, los resultados anteriores sugieren la importancia de tal cambio en los casos de la inversión y de las importaciones, así como del PIB *per cápita*, el PIB total y el consumo (aunque en estos casos la evidencia parece ser más débil).

En efecto, la metodología empleada hasta aquí podría cuestionarse sobre la base de emplear subperiodos *ad hoc* para realizar las pruebas de raíces unitarias. Con el objeto de fundamentar la elección de los periodos considerados, se llevaron a cabo pruebas de cambio estructural en un modelo autorregresivo que incluye un intercepto y una tendencia determinista.¹² Los resultados sugieren que ocurre un cambio estructural en los tres parámetros considerados a principios de los años ochenta en el caso del PIB *per cápita*, por lo que pensamos que nuestra elección de los periodos es bastante razonable. Esto nos da elementos más sólidos para realizar la prueba de estacionariedad con cambio estructural

¹² Se hicieron las pruebas CUSUM, CUSUMQ y mínimos cuadrados recursivos. Estas pruebas no se reportan.

ral de Perron (1989) a partir de los periodos hasta aquí empleados. Esta prueba, como se ha mencionado previamente, tiene la ventaja de que el cambio estructural se incorpora explícitamente en el análisis.

La existencia de una reducción en la tasa de crecimiento promedio y de un cambio en la tendencia de largo plazo a principios de los años ochenta, nos sugiere emplear la expresión (3) para llevar a cabo el análisis.¹³ Dado el desacuerdo que existe en la literatura sobre la fecha de cambio estructural en el PIB *per cápita* de México, optamos por evaluar las fechas citadas en la literatura y que parecen ser relevantes: 1980, 1981 y 1982.¹⁴ La evidencia aparece en el Cuadro 2 para un valor de $\alpha = 0.71$ y de $k = 2$.¹⁵ Nótese que los resultados corresponden a una variante del modelo (3) en el que se ha excluido algunos componentes que no son estadísticamente significativos, por lo que se evalúa explícitamente la hipótesis de un quiebre en la tendencia.

Los resultados muestran un quiebre en la tendencia estadísticamente significativo (de acuerdo al estadístico t convencional) cuando $t = 1981$ y 1982 para las series PIB *per cápita*, PIB total, consumo, inversión y gasto del gobierno. Tal como se observaba en las estadísticas básicas, este cambio implica una reducción en la inclinación de la tendencia a partir de esas fechas. Por su lado, las series de exportaciones e importaciones presentan un cambio estadísticamente significativo solamente en $t = 1980$, pero tal cambio es distinto al de las otras variables: implica un incremento en la inclinación de la tendencia de estas variables.

Ahora bien, la prueba de raíces unitarias en presencia de cambio estructural sugiere que cuando $t = 1982$ el PIB *per cápita* real, el PIB total y la inversión son series estacionarias una vez que se

¹³ Nótese que la variable DP es excluida en general dado que no es significativa de acuerdo con la prueba t convencional. Castillo-Ponce y Día-Bautista (2002) y Díaz-Bautista (2003) emplean un marco similar para analizar la dinámica del PIB mexicano y del desempleo en Tijuana, respectivamente.

¹⁴ Estas fechas han sido sugeridas por Noriega y Ramírez-Zamora (1999) y Castillo-Ponce y Díaz-Bautista (2002), quienes emplean métodos estadísticos para determinar endógenamente el periodo en el que ocurre el cambio estructural.

¹⁵ El valor escogido de k se determina con base en la significancia estadística de los coeficientes estimados c_i .

CUADRO 2
PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS DE LAS VARIABLES AGREGADAS CON CAMBIO ESTRUCTURAL

$t = 1980$							
<i>VARIABLE</i>	<i>T</i>	λ	<i>K</i>	μ	β	γ	ϕ
PIB PER CAPITA	69	0.72	0	0.8404	0.0030	-0.0009	0.8976
				2.8750	2.6180	-3.2617	-2.7623
PIB	70	0.72	0	0.9779	0.0059	-0.0014	0.9110
				2.5206	2.7421	-4.0749	-2.4286
CONSUMO	62	0.69	0	0.9210	0.0052	-0.0011	0.9123
				2.2829	2.2852	-3.0448	-2.1727
INVERSION	60	0.68	2	1.4897	0.0133	-0.0028	0.8211
				2.9848	2.5789	-2.3632	-2.7967
GASTO DE GOBIERNO	62	0.69	0	0.1221	0.0023	-0.0014	0.9860
				0.4389	1.0504	-3.1819	-0.3842
EXPORTACIONES	68	0.72	1	0.8475	0.0116	0.0050	0.8354
				2.4163	2.3317	2.0229	-2.2691
IMPORTACIONES	68	0.72	1	1.2542	0.0267	0.0032	0.7198
				3.5111	3.2170	1.9440	-3.2812

$t = 1981$							
<i>VARIABLE</i>	<i>T</i>	λ	<i>K</i>	μ	β	γ	ϕ
PIB PER CAPITA	69	0.72	0	1.0400	0.0038	-0.0011	0.8722
				3.4048	3.1604	-3.8029	-3.2977
PIB	70	0.72	0	1.2654	0.0076	-0.0016	0.8837
				3.2262	3.4604	-4.8463	-3.1381
CONSUMO	62	0.69	0	1.2082	0.0069	-0.0014	0.8831
				2.9263	2.9584	-3.7812	-2.8239
INVERSION	60	0.68	2	1.8230	0.0171	-0.0036	0.7768
				3.5771	3.2556	-3.1423	-3.4099
GASTO DE GOBIERNO	62	0.69	0	0.1940	0.0030	-0.0015	0.9762
				0.7085	1.3443	-3.5458	-0.6620
EXPORTACIONES	68	0.72	0	-0.0657	0.0010	-0.0018	1.0220
				0.2002	0.2000	-0.7773	0.3232
IMPORTACIONES	68	0.72	0	0.8261	0.0184	0.0011	0.8212
				2.4218	2.3027	0.6875	-2.2075

CUADRO 2 (continúa)

$t = 1982$							
VARIABLE	T	λ	K	μ	β	γ	ϕ
PIB PER CAPITA	69	0.72	0	1.4687	0.0056	-0.0015	0.8174
				4.7670	4.5839	-5.3310	-4.6669
PIB	70	0.72	0	1.6975	0.0101	-0.0020	0.8426
				4.2831	4.5218	-5.9383	-4.1982
CONSUMO	62	0.69	0	1.6693	0.0096	-0.0018	0.8364
				3.9424	3.9946	-4.8611	-3.8468
INVERSION	60	0.68	2	2.5054	0.0248	-0.0053	0.6868
				4.9089	4.6913	-4.7136	-4.7664
GASTO DE GOBIERNO	62	0.69	0	0.2910	0.0039	-0.0016	0.9629
				1.0806	1.7489	-4.0373	-1.0442
EXPORTACIONES	68	0.72	0	-0.1282	0.0003	-0.0023	1.0342
				-0.4610	0.0678	-1.2196	0.5886
IMPORTACIONES	68	0.72	0	0.7284	0.0171	0.0004	0.8417
				2.2471	2.1785	0.2470	-2.0389

T es el número de observaciones, λ es la proporción de observaciones ocurridas antes del cambio estructural, k es la amplitud de los rezagos. Los valores críticos del estadístico t para $\lambda = 0.7$ al 1, 2.5, 5 y 10% son -4.51, -4.13, -3.85 y -3.57, respectivamente (Perron, 1989).

toma en cuenta el cambio estructural; las demás variables son I(1) inclusive en este caso (el consumo es estacionario solamente al 10% de significancia). Para las otras dos fechas de quiebre, no hay evidencia para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en todos los demás casos.¹⁶ En resumen, el cambio estructural parece ser compartido solamente por tres de las variables analizadas en este documento. Sin embargo, el gasto público y las exportaciones e importaciones podrían presentar quiebres de tendencia en otras fechas.¹⁷

Como se puede observar, los resultados son sensibles a la fecha en la que se fija el cambio

estructural y al modelo empleado. Además, existe la posibilidad de que el cambio estructural sea en realidad estocástico, por lo que sería en principio inadecuado modelarlo a través de una tendencia quebrada determinista. Más aún, como ha argumentado Stadler (1990) es posible que choques estocásticos transitorios tengan efectos permanentes sobre el crecimiento de largo plazo cuando entran en acción mecanismos de “aprender haciendo”.¹⁸ En este caso, es posible que los choques negativos vinculados a la crisis de la deuda de 1982 hayan tenido efectos negativos en el crecimiento de largo plazo de la economía nacional.

¹⁶ Cuando se estima el modelo (3) en versión completa, ninguna serie es estacionaria, lo cual podría ser resultado de la pérdida de poder de la prueba ante la existencia de parámetros ruidosos excesivos.

¹⁷ La estimación de los coeficientes por mínimos cuadrados recursivos sugiere un cambio en el gasto público a principios de los años sesenta, en las exportaciones hacia fines de los años cuarenta y alrededor de 1980, y en las importaciones hacia fines de los años cincuenta. Es importante subrayar que estos cambios podrían reflejar cambios importantes en la política económica, tales como el inicio de una mayor participación del gobierno en

la economía durante la década de los sesenta o el creciente peso que adquirieron las exportaciones petroleras hacia fines de los setenta, así como el efecto de la estrategia de industrialización vía la sustitución de importaciones instrumentada hacia mediados del siglo pasado. La determinación de las fechas de cambio estructural son objeto de investigación en curso.

¹⁸ Véase también Mejía-Reyes (2003) para una revisión de esta literatura.

En ese sentido, es posible entonces que haya existido un cambio estocástico en la tendencia estocástica de las series macroeconómicas de la economía mexicana. Para evaluar la posibilidad de que las series compartan tendencias estocásticas comunes, empleamos las técnicas de cointegración sugeridas por Johansen (1991) y Johansen y Juselius (1992).

3.2. Análisis de cointegración

La Gráfica 3 muestra el comportamiento de largo plazo de las variables que constituyen la oferta y la demanda agregadas. Como se ha mencionado antes, es posible que el cambio que se aprecia a principios de los años ochenta sea un cambio estocástico en una tendencia estocástica compartida por todos los componentes de la oferta y la demanda agregadas. Por ello, ahora analizamos si el conjunto de variables comparten una o más tendencias estocásticas, o equivalentemente si están cointegradas.

En la Gráfica 3 se aprecia que el quiebre mencionado no es compartido por todas las variables: al parecer, las variables de absorción doméstica comparten una tendencia similar, en tanto que las variables del sector externo parecen seguir una dinámica distinta. Por ello, exploramos la existencia de cointegración entre pares, subconjuntos y la totalidad de las variables en la muestra. Los subconjuntos que analizamos son los siguientes: variables que forman la demanda agregada, la oferta agregada, las variables de absorción doméstica y las variables del sector externo. En los últimos dos casos se analiza también si el PIB total real está cointegrado con estos subconjuntos de variables.¹⁹

Por otro lado, como es sabido, en aplicaciones prácticas es necesario determinar los elementos deterministas que entran en la prueba y que reflejan las características de largo plazo de la serie y del posible mecanismo de corrección de error. Dado que las series no muestran un com-

portamiento evidentemente explosivo, restringimos la elección entre dos especificaciones: (1) ninguna tendencia determinista lineal en los datos e intercepto y sin tendencia en el mecanismo de corrección de error, y (2) tendencia determinista lineal en los datos e intercepto y sin tendencia en el mecanismo de corrección de error. Cada una de estas especificaciones se evalúa para un máximo de cuatro rezagos en el mvce. La especificación más adecuada se determinó con base en el criterio de información de Akaike (CIA). Los resultados se presentan en los Cuadros 3 y 4.

El Cuadro 3 presenta los resultados del análisis de cointegración por pares realizados con base en la expresión (5). El número de la primera línea corresponde al valor del estadístico de la traza dado en la expresión (6) para la hipótesis nula de 0 vectores cointegradores, en tanto que el número de la segunda línea es el valor del estadístico para la hipótesis de 1 o menos vectores cointegradores; el número entre paréntesis se refiere a cuál de las dos especificaciones mencionadas minimiza el criterio de información de Akaike. Los resultados sugieren la existencia de cointegración solamente entre el PIB y el gasto del gobierno y las exportaciones. El último resultado es interesante, dado que la Gráfica 3 refleja que las exportaciones experimentan un repunte cuando el PIB empieza a declinar y el análisis de estacionariedad con cambio estructural sugiere que estas variables no comparten el quiebre de tendencia de principios de los años ochenta. La inversión, por su parte, está cointegrada con las mismas dos variables, lo cual refleja la estrecha relación entre PIB e inversión. El consumo sólo está cointegrado con la inversión, en tanto que el gasto del gobierno lo está con las dos variables del sector externo, exportaciones e importaciones. Es interesante observar que estas dos variables no están cointegradas, lo cual sugeriría dudas sobre la estabilidad del saldo comercial en el largo plazo. Es decir, este resultado refleja que el saldo comercial no es estacionario, o lo que es lo mismo, que los choques positivos o negativos que experimenta la balanza comercial no tienden a revertirse de manera evidente.

¹⁹ El análisis de cointegración es procedente en virtud de que cuando no se considera la presencia de cambio estructural, la hipótesis de raíz unitaria no puede rechazarse en general.

CUADRO 3
COINTEGRACIÓN DE LAS VARIABLES AGREGADAS EN PARES

	PIB	Consumo	Inversión	Gasto de Gobierno	Exportaciones	Importaciones
PIB		17.67 6.89 (2)	36.81 4.82 (2)	20.51* 4.43 (1)	63.43** 3.64 (1)	6.27 1.76 (2)
Consumo	17.67 6.89 (2)		24.91** 3.45 (2)	17.80 5.18 (2)	13.42 2.23 (2)	7.11 0.73 (2)
Inversión	36.81 4.82 (2)	24.91** 3.45 (2)		24.91** 3.45 (2)	19.28* 0.75 (2)	15.28 0.03 (2)
Gasto de gobierno	20.51* 4.43 (1)	17.80 5.18 (2)	24.91** 3.45 (2)		40.19** 3.62 (1)	23.65* 1.65 (1)
Exportaciones	63.43** 3.64 (1)	13.42 2.23 (2)	19.28* 0.75 (2)	40.19** 3.62 (1)		6.82 0.57 (2)
Importaciones	6.27 1.76 (2)	7.11 0.73 (2)	15.28 0.03 (2)	23.65* 1.65 (1)	6.82 0.57 (2)	

Los resultados representan la especificación que minimiza el Criterio de Información de Akaike.

El primer renglón representa el estadístico para evaluar la hipótesis nula de cero vectores cointegradores, en tanto que el segundo evalúa la presencia de uno o menos vectores cointegradores. * y ** indican significancia al 1% y al 5%, respectivamente. Los números entre paréntesis indican cualquiera de las siguientes especificaciones: 1. Tendencia no determinista con intercepto y sin tendencia en CE. 2. Tendencia determinista lineal con intercepto y sin tendencia en CE.

Los resultados de la cointegración por grupos se presenta en el Cuadro 4. Análogamente a la presentación del cuadro anterior, el número de la primera línea de cada columna es el valor del estadístico de prueba para la hipótesis nula de que no hay vector cointegrador alguno, el segundo evalúa la hipótesis de un vector cointegrador o menos, y así sucesivamente. El número entre paréntesis indica el tipo de especificación que minimiza el CIA.

Es interesante observar que grupos que incluyen variables domésticas muestran evidencia de cointegración. Por ejemplo, al parecer existe una combinación lineal entre las variables domésticas (incluso cuando se incluye al PIB) que es estacionaria. La cointegración se conserva cuando se analiza la dinámica de largo plazo de las variables que conforman la demanda agregada;

en este caso hay dos vectores cointegradores que sugieren la presencia de dos tendencias estocásticas comunes entre estas variables. Por su parte, las variables que constituyen la oferta agregada parecen no estar cointegradas. Igualmente, las variables del sector externo no están cointegradas entre sí, aunque parecen sí estarlo con el PIB, lo cual podría deberse a la cointegración entre PIB y exportaciones²⁰. Finalmente, al tomar en cuenta a las variables en su conjunto, se encuentra que sí están cointegradas con cinco vectores cointegradores, lo que equi-

²⁰ Seguramente este resultado se debe a la generación de una combinación estacionaria entre pib y exportaciones que está cointegrada con las importaciones. Recuérdese que las importaciones no están cointegradas con las otras dos variables cuando se analizan por pares.

CUADRO 4
COINTEGRACIÓN DE LAS VARIABLES AGREGADAS Y EN CONJUNTO

Variables en Conjunto PIB, C, I, G, X, M	Variables de la demanda agregada C, I G, X	Variables de la oferta agregada PIB, M	Variables domésticas		Variables del sector externo	
			A PIB, C, I, G	B C, I, G	A PIB, X, M	B X, M
174.38**	72.76**	6.27	79.10**	32.56*	35.12*	6.82
123.32**	36.88**	1.76	34.58	9.15	7.28	0.57
75.439**	8.9		15.56	3	0.65	
44.89**	0.75		5.43			
21.31**						
2.52						
(2)	(2)	(2)	(1)	(2)	(2)	(2)

PIB es el Producto Interno Bruto real, C es consumo, I es la inversión, G es el gasto de gobierno, M son importaciones y X son las exportaciones. Los resultados corresponden a la especificación que minimiza el Criterio de Información de Akaike. El primer renglón representa el estadístico para evaluar la hipótesis nula de cero vectores cointegradores, en tanto que el segundo evalúa la presencia de uno o menos vectores cointegradores. * y ** indican significancia al 1% y al 5%, respectivamente. Los números entre paréntesis indican cualquiera de las siguientes especificaciones: 1. Tendencia no determinista con intercepto y sin tendencia en CE. 2. Tendencia determinista lineal con intercepto y sin tendencia en CE.

vale a decir que las variables comparten cinco tendencias estocásticas comunes en el largo plazo.

Los resultados del análisis de cointegración para el conjunto de variables sugieren la presencia de cinco distintas combinaciones lineales entre las variables que son estacionarias. Como se sabe, los resultados de este tipo de análisis tienen relevancia esencialmente estadística, sobre todo cuando hay múltiples vectores cointegradores, por lo que es difícil obtener una interpretación en términos económicos, incluso si adoptamos el enfoque de la identidad de cuentas nacionales porque ésta no define ningún principio de causalidad. Nuestros resultados, sin embargo, sugieren que los comportamientos de largo plazo de los componentes de la oferta y demanda agregadas están vinculados a través de condiciones de equilibrio y que la evolución de cada uno de ellos no es independiente de la de los demás. Más aun, la presencia de múltiples tendencias estocásticas comunes sugiere que varios de estos componentes pueden experimentar choques específicos que se transmiten al resto en el largo plazo. Por ejemplo, los choques que experimenta el sector externo se transmiten al resto de la economía. Por otra parte, los resultados sugieren que la oferta y la demanda agregada tienen un comportamiento similar en el largo plazo.

4. CONCLUSIONES

En este documento se analiza formalmente el cambio en la dinámica de largo plazo de la economía mexicana que se observa a principios de los años ochenta y que otros autores han documentado. Como consecuencia de las dificultades que se manifestaron en la crisis de la deuda de 1982, el modelo de desarrollo cambio drásticamente y, con él, el desempeño de la economía mexicana. Diversos autores han documentado la existencia de un cambio estructural en esas fechas cuando analizan la presencia de raíces unitarias en la serie del PIB total real y del PIB *per cápita* real. Sin embargo, pocos intentos se han hecho para extender este análisis a otras series de la economía nacional. En este documento se han aplicado pruebas de raíces unitarias para analizar el tipo de tendencia de las variables que forman la oferta y demanda agregadas de la economía nacional. Nuestros resultados sugieren que las series son integradas de orden uno, o equivalentemente, que tienen tendencias estocásticas.

Sin embargo, la existencia de una tendencia que se quiebra a principios de los años ochenta podría sesgar las pruebas hacia el no rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria. Con el ob-

jeto de considerar la posibilidad de de estacionariedad en torno a una tendencia quebrada, se utilizó la prueba propuesta por Perron (1989), lo cual nos permitió determinar si además las variables analizadas comparten dicho cambio. Los resultados sugieren la inversión y las importaciones, el PIB *per cápita*, el PIB total y el consumo (aunque en menor medida) muestran evidencia de estacionariedad con cambio estructural.

La prueba de Perron (1989) si embargo, podría cuestionarse debido a que asume que el cambio estructural es de naturaleza estocástica cuando en realidad puede ser puramente estocástico. Por esa razón, implementamos pruebas de cointegración para analizar si las series comparten tendencias estocásticas que declinan a partir de principios de los años ochenta. Nuestros resultados sugieren que los componentes de la oferta y demanda agregadas están vinculados a través de condiciones de equilibrio de largo plazo y que la evolución de cada uno de ellos no es independiente de la de los demás. Más aun, la presencia de múltiples tendencias estocásticas comunes indica que varios de estos componentes pueden experimentar choques específicos que se transmiten al resto en el largo plazo. Por ejemplo, los choques que experimenta el sector externo se transmiten al resto de la economía. Por otra parte, los resultados implican que la oferta y la demanda agregada tienen un comportamiento similar en el largo plazo.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Banarjee, A., J. Dolado, J. Galbraith y D. H. Hendry (1993). *Co-integration, Error correction and Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford, Oxford University Press.
- Bazdresch, C. y S. Levi (1992). "El populismo y la política económica de México, 1970-1982" en Dornbusch, R. y S. Edwards (comps.), *Macroeconomía del populismo en América Latina*. Lecturas de El Trimestre Económico Fondo de Cultura Económica, México, 75, pp. 255-300.
- Beveridge, S. y Nelson, C. R. (1981). "A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle", *Journal of Monetary Economics* 7:151-74.
- Cárdenas, E. (1996). *La política económica en México 1950-1994*. México, Fondo de Cultura Económica / El Colegio de México, México.
- Castillo-Ponce, R. y A. Díaz-Bautista (2003). "Testing for Unit Roots: Mexico's GDP", *Momento Económico* 124:2-10.
- Cochrane, J. H. (1988). "How big is the random walk in GNP", *Journal of Political Economy* 96(51): 893-920.
- Díaz-Bautista, A. (2003). "Tijuana's dynamic unemployment and output growth". *Frontiera Nort* 15(29):125-150.
- Dickey, D. A. y W. A. Fuller (1981). "Likelihood ratio statistics for autorregressive time series with a unit root", *Econometrica* 49(4):1057-1072.
- Elías, V. J. (1992). *Sources of growth. A study of seven latin american economies*. San Francisco, Fundación del Tucumán / International Center for Economic Growth,.
- Engle, R. F. y W. J. Granger (1987). "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica* 55(2):251-276.
- Hodrick, R. J. y E.C. Prescott (1997). " Postwar U. S. business cycles: An empirical investigation", *Journal of Money, Credit and Banking* 29(1):1-16.

- inegi (1997). *Estadísticas Históricas de México*. inegi-inha, Tomo I y II, México.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford, Oxford University Press.
- Johansen, S. (1991). "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models", *Econometrica* 59: 1551-1580.
- Johansen, S. y K. Juselius (1992). "Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for the UK", *Journal of Economics* 53: 211-244.
- Lucas, R. (1977). "Understanding business cycles", *Carnegie-Rochester Conference Series in Public Policy* 5:7-29.
- Lustig, N. (2002). *México. Hacia la reconstrucción de una economía*, México, El Colegio de México-Fondo de Cultura Económica.
- MacKinnon, J. G. (1991). "Critical Values for Cointegration Tests," en R. F. Engle y C. W. J. Granger (eds.), *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford, Oxford University Press, Chapter 13.
- Mejía Reyes, P. y Hernández Veleros, Z. (1998). "Evolución del Producto Interno Bruto de México, 1921-1995: ¿Declinación o histéresis?", *Economía, Sociedad y Territorio* 1(3): 457-491.
- Mejía Reyes, P. (2003). "Business cycles and economic growth in Latin America: a survey", El Colegio Mexiquense, Documento de Investigación Núm. 72.
- Nelson, C. R. y C. I. Plosser (1982). "Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications", *Journal of Monetary Economics* 10(9):139-162.
- Noriega A. E. y A. Ramírez-Zamora (1999). "Unit roots and multiple structural breaks in real output: how long does an economy remain stationary", *Estudios Económicos* 14(2):163-188.
- Noriega, A. E. (2004). "Sector- level disaggregate stochastic trends in Mexico's real output", *Economía Mexicana. Nueva Época* 13(2):29-42.
- Perron, P. (1989). "The great crash, the oil price shock, and the unite root hypothesis", *Econometrica* 57:1361-1401.
- Phillips, P. C. B. y P. Perron (1988). "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika* 75:335-346.
- Ros, J. (1987). "Mexico from the oil boom to the debt crisis: an analysis of policy responses to external shocks, 1978-85", en R. Thorp y L. Whitehead (comps.), *Latin American Debt and the Adjustment Crisis*, Pittsburg, University of Pittsburg Press, pp. 68-116.
- Ruprah, I. (1991). "¿Declinación o histéresis? El caso mexicano", *El Trimestre Económico* LVIII(232):759-768.
- Stadler, G. W: (1990). "Business cycles models with endogenous technology", *American Economic Review* 80(4):763-778.
- Stock, J. H. y M. W. Watson (1988). "Testing for common trends", *Journal of the American Statistical Association* 83:1097-1107.

Suiriñach, J., M. Artís, E. López y A. Sansó (1995). *Análisis económico regional. Nociones básicas de la teoría de cointegración*. Antoni Bosch Editor Fundació Bosch i Gimpera, Barcelona.

Zivot, E. D. y W. K. Andrews (1992). "Further evidence on great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics* 10:251-270.