

Evolución del Producto Interno Bruto en México, 1921-1995:

¿Declinación o Histéresis? Evidencia adicional*

Pablo Mejía Reyes/Zeus S. Hernández Veleros
El Colegio Mexiquense/Instituto Nacional de Migración

Resumen

■ Se analiza el comportamiento de largo plazo del PIB per cápita real de México (1921-1995) con el fin de determinar si tiene una tendencia estocástica —raíz unitaria y los choques corrientes tienen un carácter permanente— o una determinista —o bien no tiene raíces unitarias y los choques son transitorios. Se hace especial énfasis en el análisis de los efectos de la desaceleración de la producción a partir de la década de los ochenta. Para hacerlo, empleamos diferentes técnicas de series de tiempo. Aunque los resultados no son contundentes, con base en las propiedades de las pruebas empleadas, nos inclinamos a pensar que la tendencia es determinista y, por tanto, los choques son transitorios,

continúa

* Una versión preliminar de este documento fue presentada en el VI Coloquio Nacional de Economía Matemática y Econometría, Universidad de las Américas, Puebla, Pue. La asistencia de investigación de Alfredo Ríos Sara fue muy importante.

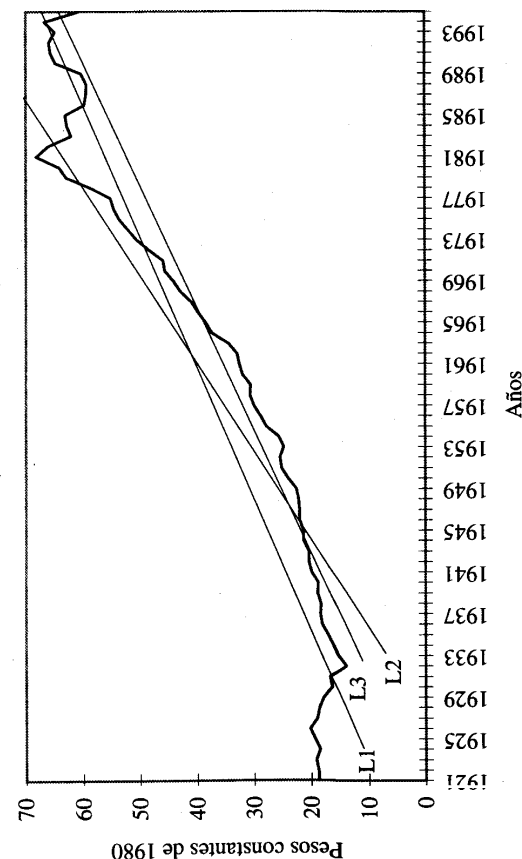
aunque se encuentra evidencia de una elevada persistencia que hace muy lenta la reversión a la tendencia de largo plazo. En ese sentido, los resultados de este documento impugnan la hipótesis de la ineffectividad de la política económica.

En los años recientes ha resurgido el interés por el estudio de temas asociados al crecimiento económico de largo plazo. Parte del debate se ubica en la explicación de la naturaleza y fuentes de las fluctuaciones de la producción. Una vertiente muy importante en la literatura analiza este aspecto sobre todo desde una perspectiva estadística caracterizando el comportamiento de largo plazo del producto, para lo cual ha desarrollado diferentes metodologías que tratan de determinar si el producto de una nación sigue una tendencia determinista o una tendencia estocástica, o bien si no puede o es posible caracterizarse como un proceso que sigue un camino aleatorio, respectivamente. Las implicaciones en cada caso son muy diferentes: el primero conlleva un carácter predecible de la serie y transitoriedad de los efectos de los choques sufridos por esa variable, en tanto que el último permite obtener conclusiones completamente contrarias. Son muchos los trabajos que se han realizado, principalmente en los Estados Unidos, pero aún existe un amplio debate respecto a las implicaciones políticas de la existencia de un tipo u otro de tendencia.

El largo periodo durante el cual la economía mexicana ha tenido bajas o nulas tasas de crecimiento económico obliga a reflexionar sobre la naturaleza de los efectos desfavorables que la economía ha experimentado, así como a indagar sobre sus perspectivas del crecimiento.

De hecho, la experiencia de México ha sido muy accidentada a lo largo de su historia. Durante el periodo que se analiza (1921-1995) se presentaron periodos de elevado y sostenido crecimiento, pero también grandes recesiones. La historia económica moderna se puede dividir en varios subperiodos de acuerdo con el tipo de políticas instrumentadas y con la dinámica económica general, destacando tres de singular importancia, tal como se aprecia en la gráfica 1: el periodo en torno a la gran recesión del capitalismo mundial, caracterizado por un decrecimiento mayúsculo del producto per cápita real, cuyos efectos se han diluido en el tiempo; seguido de otro de rápida recuperación, como lo muestra el crecimiento sostenido entre 1932 y 1981; finalmente, el de la década de los ochenta hasta el periodo actual,

Gráfica 1
México: PIB per cápita real, 1932-1995
(valores constantes)



Fuente: Elaborado con información del anexo.

cuando el crecimiento se ha desacelerado según parece de manera permanente.

Por lo reciente y la actualidad de sus efectos, es de particular importancia destacar el efecto de las crisis —por lo visto recurrentes— que han caracterizado a la economía mexicana durante las dos últimas décadas. La primera se presentó en 1976 y pudo superarse sólo por el descubrimiento de importantes yacimientos de petróleo. La vulnerabilidad del crecimiento económico basado en la explotación de este recurso se manifestó con la caída del precio del crudo en el mercado mundial a principios de los ochenta y el elevado endeudamiento externo a plazos conos y a tasas de interés elevadas (Ros, 1987). En consecuencia, la crisis económica reapareció a partir de 1982. Luego de varios años de intentos fallidos de estabilización,¹ la economía pudo repuntar a partir de 1988, pero desde diciembre de 1994 se encuentra sumida en un nuevo episodio de recesión. Lo relevante en este sentido es conocer los efectos de la desaceleración en el crecimiento de la producción.

Información preliminar al respecto es presentada en la gráfica 1: excluyendo los periodos inicial y final de decrecimiento o **desaceleración** de la producción, se puede observar un crecimiento sostenido entre 1932 y 1981; cuando se incluye el primero o el último periodo de tiempo, la tasa media anual de crecimiento disminuye en 0.4 y 0.2%, respectivamente, en tanto que cuando se incorporan ambos periodos, la misma tasa disminuye en 0.9%. Los efectos de estas variaciones se tratan de captar mediante las rectas tendenciales dibujadas en la misma gráfica 1: L1 representa una hipotética tendencia lineal para el periodo completo y es la menos inclinada de las tres, indicando la menor tasa media anual. L2 se refiere al periodo de crecimiento sostenido durante las etapas de crecimiento mediante la sustitución de importaciones y de desarrollo estabilizador, y culmina con el auge petrolero; es la más inclinada e indica una tasa de crecimiento media mayor. Finalmente, L3 es la que incorpora a la anterior la desaceleración económica iniciada a principios de la década pasada; es más acostada que L2, mostrando los efectos de la crisis sobre el crecimiento medio anual. En estas condiciones es muy importante

¹ Dornbusch y Simonsen (1987) han resaltado las dificultades de las políticas ortodoxas para reducir la inflación cuando ésta contiene un elevado componente inercial, así como los elevados costos en términos de producción y empleo cuando se continúa durante periodos prolongados con la misma política. Respecto al mismo tema, Blanchard y Summers (1988) han advertido acerca de la persistencia de los efectos nocivos sobre el empleo y el producto de la política deflacionaria de la Gran Bretaña: consideran que cuando existe alta persistencia, para la política económica es más fácil reducir el producto que incrementarlo.

usar técnicas más poderosas para conocer las implicaciones de largo plazo del comportamiento del producto durante el Último subperiodo.

Así pues, el objetivo del presente documento es analizar el comportamiento del producto interno bruto per cápita real de México con el fin de determinar la naturaleza de los estragos (o de la tendencia subyacente) que la economía mexicana ha experimentado a lo largo de este siglo, destacando la desaceleración en su crecimiento a partir de la década anterior. Para ello, se utilizan técnicas de descomposición de series de tiempo en sus componentes permanente y transitorio; pruebas de raíces unitarias que permiten determinar el tipo de tendencia subyacente y, por tanto, la naturaleza de los obstáculos que enfrenta la variable en cuestión; y medidas de persistencia que indican también el tipo de tendencia, y como se deduce de su nombre, el tiempo requerido para retornar a la senda de largo plazo.

Este documento está dividido en las siguientes partes. En la primera se hace una revisión de la literatura existente sobre el tema, destacando el debate teórico en torno a las implicaciones de política y a la naturaleza estadística de un trabajo de este tipo. Después se abordan algunas consideraciones relacionadas con las pruebas de series de tiempo que han de emplearse. Finalmente, estas últimas se aplican para llegar a algunas conclusiones.

I. Debate teórico-empírico

El amplio debate en la literatura sobre la naturaleza y las fuentes de las fluctuaciones económicas y, particularmente, respecto a la trascendencia de las implicaciones de la existencia de una tendencia estocástica (raíz unitaria) o una determinista (raíz menor a la unidad), ha tenido lugar tanto en lo teórico como en lo empírico. En el primer caso, existen diferentes posiciones analíticas en discusión. Por un lado, la posición keynesiana tradicional considera que las fluctuaciones son sobre todo transitorias, y supone que surgen de eventos provenientes del lado de la demanda (tales como cambios en la política fiscal, en los gustos, en los espíritus animales, etcétera). Considera que las series macroeconómicas tienen un componente cíclico aleatorio que fluctúa en torno a un componente tendencial determinista, asociado al crecimiento secular de la serie.

Por su parte, los monetaristas consideran que las fluctuaciones en la demanda agregada, provocadas por la política monetaria, podrían tener efectos de corto plazo sobre la producción y el empleo, pero que

a la larga la economía necesariamente regresará a su tasa natural (Frisch, 1986).

Para la nueva escuela clásica de los ciclos económicos reales, las fluctuaciones se deben en gran medida a los choques permanentes del lado de la oferta. Toma los choques en la productividad como la fuente de los ciclos económicos: si las fluctuaciones en el producto son básicamente permanentes, entonces los choques en la oferta, como los tecnológicos o los del mercado de trabajo, son importantes para explicar las fluctuaciones que ocurren. Interpretan la existencia de una raíz unitaria en el proceso generador del PIB per cápita real como un argumento a su favor (Mankiw, 1992).

Sin embargo, los llamados nuevos keynesianos han cuestionado esta posición haciendo hincapié en la competencia imperfecta, los mercados incompletos, la incertidumbre, la posibilidad de equilibrios múltiples y de fallas de coordinación, como condiciones que pueden inducir persistencia en la serie del producto, dando lugar a la permanencia de los choques que provienen de la demanda y, por tanto, la existencia de una raíz unitaria. Específicamente, Blanchard y Kiyotaki (1987) construyen un modelo de competencia monopólica con elementos externos provenientes de la demanda agregada que, junto con pequeños costos de menú, implican la posibilidad de que la demanda afecte la producción y el bienestar, particularmente por cambios en la cantidad nominal de dinero. A su vez, Blanchard y Summers (1988) hablan de los efectos *histéresis* referentes a que cuando la economía ha estado lejos de su tasa natural de desempleo puede retardarse el retorno a razón del tiempo que esté alejada de ella, situación por la que la economía estaría permanentemente en posiciones de equilibrio frágil y altamente sensibles a los efectos corrientes y dependientes de la historia. Por su parte, Durlauf (1991) destaca los mercados incompletos y las fallas de coordinación como condiciones en las que los choques tecnológicos pueden tener efectos persistentes. Finalmente, sobre una base más empírica, Nelson y Plosser (1982) junto con Campbell y Mankiw (1987a) consideran que si la aproximación de raíz unitaria es una buena aproximación para el producto, entonces es poco probable que los impactos nominales del lado de la demanda puedan provocar las fluctuaciones económicas; en cambio, serían los factores reales los que explicarían mejor los cambios observados en la producción debido a su mayor importancia en la determinación del componente secular o permanente. Sin embargo, West (1988) presenta un modelo consistente con la hipótesis de la tasa natural de desempleo en el que los ajustes monetarios, sin ser los

únicos o más importantes determinantes, pueden generar suficiente persistencia en el producto para que aparezca una raíz casi unitaria.

Los resultados de la investigación empírica, por otro lado, permiten la obtención de conclusiones contradictorias. En un trabajo pionero donde se impugnó por vez primera el carácter determinista del crecimiento secular de las variables, Nelson y Plosser (1982), analizan las funciones de autocorrelación de varias series, en nivel y en primeras diferencias, de los Estados Unidos, y aplican la prueba de Dickey-Fuller aumentada (DFA); en la mayoría de los casos (incluido el producto nacional bruto per cápita real) no pueden rechazar la hipótesis de existencia de una raíz unitaria o de una tendencia estocástica (proceso estacionario en diferencias), aunque reconocen que sus pruebas carecen de poder ante la hipótesis alternativa de un proceso estacionario en tendencia con una raíz autorregresiva cercana a 1. Al respecto, Campbell y Mankiw (1987a) utilizan medidas de persistencia y funciones de autocorrelación para caracterizar las fluctuaciones económicas, y encuentran que éstas son más persistentes de lo esperado. Campbell y Mankiw (1987b) construyen modelos ARIMA para la serie trimestral del producto de los Estados Unidos, y mediante funciones de impulso-respuesta determinan que los choques tienen un carácter permanente, en tanto que la medida de persistencia de Cochrane les permite encontrar una elevada persistencia. Cochrane (1988) critica las pruebas convencionales de raíces unitarias argumentando que tienen escaso poder porque no pueden distinguir entre el componente camino aleatorio y el componente estacionario propios de toda serie temporal, por lo que propone una medida de persistencia basada en la razón de las varianzas del componente aleatorio y de los valores observados de la serie; así, encuentra que el producto nacional bruto regresa a su tendencia tras un choque en un horizonte temporal propio del ciclo económico. Perron (1988) analiza las mismas variables que Nelson y Plosser y algunas otras mediante los estadísticos propuestos por él mismo y por Phillips, y encuentra que las series, en general, tienen una tendencia estocástica; resultado particularmente cierto para el producto nacional bruto per cápita real. Por su parte, Balke (1991) halla evidencia en favor de una tendencia determinista con las pruebas de raíces unitarias de DFA y Phillips-Perron (PP), al igual que con la razón de varianzas de Cochrane y las funciones de impulso-respuesta obtenidas con modelos ARIMA. Redebusch (1993) aplica la pruebas de DFA (una prueba de DF corregida), la prueba de Phillips y la prueba de razón de verosimilitud, y en ningún caso puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria, lo que lo lleva a cuestionar su poder para distinguir entre un modelo

estacionario en tendencia de uno estacionario en diferencias. Durlauf (1993) considera que Campbell y Mankiw (1987b) y Cochrane (1988) llegan a conclusiones diferentes debido a que analizan distintos aspectos de la función de densidad espectral del mismo modelo; él analiza la función de distribución espectral (y la de densidad espectral de los cambios del producto, la cual está basada en las autocorrelaciones de corto y de largo plazo), y encuentra que en periodos con la representación de camino aleatorio con desplazamiento es adecuada, en tanto que en periodos largos las fluctuaciones se caracterizan por una sustancial persistencia. Finalmente, Moscan (1994) utiliza un modelo estructural de series de tiempo y tampoco puede rechazar la hipótesis de tendencia estocástica.

En el caso de México, es curioso que un tema que ha recibido tanta atención en la literatura internacional no haya sido analizado con tanto detalle para este país. De hecho, existe tan solo un trabajo que trata el tema. Ruprah (1991) analiza la estacionariedad del PIB per cápita real de México en torno a una tendencia determinista empleando la prueba de raíces unitaria de DFA, la razón de varianzas y la medida de persistencia de Cochrane y análisis de cointegración; así, encuentra evidencia en favor de la hipótesis de que existe una tendencia estocástica.

Considerando que West (1988) argumenta que en muestras finitas es difícil distinguir entre una raíz unitaria y una raíz arbitrariamente cercana pero menor a 1, el análisis univariante del producto de un solo país es poco útil para distinguir entre teorías estacionarias y no estacionarias, o entre modelos en los que los ajustes monetarios son más importantes que aquellos que no lo son, aquí, al igual que en Cochrane (1988), el análisis tendría fundamentalmente relevancia estadística.

II. Temas de Econometría

1. Tendencias determinista y estocástica²

A grandes rasgos, una serie temporal económica (y_t) se forma por dos componentes que pueden ser aleatorios: 1) cíclico (c_t), que captura las

² Este apartado se basa en Nelson y Plosser, 1982; Perron, 1988; Escribano, 1990; y Balke, 1991.

fluctuaciones temporales asociadas con el ciclo económico; y 2) tendencial (x_t), que describe el crecimiento económico de largo plazo.

Anteriormente se consideraba que la volatilidad en las series de tiempo estaba asociada con las fluctuaciones en el componente cíclico, y no con fluctuaciones en la tendencia. Tras el trabajo de Nelson y Plosser (1982) se acepta que la tendencia de muchas series temporales fluctúa aleatoriamente en el tiempo. Considérese el modelo que describe la serie y_t ,

$$y_t = x_t + c_t \quad (1)$$

donde el componente c_t es una variable estocástica estacionaria (media, varianza y autocovarianzas incondicionales son constantes en el tiempo) con media cero. El componente tendencial (x_t) puede ser determinista o aleatorio. En el primer caso tenemos una tendencia temporal lineal expresada por:

$$x_t = x_0 + bt \quad (2)$$

donde el cambio en la tendencia, dado por la variación en la variable, es igual a la constante b .

Una tendencia estocástica, a su vez, puede ser expresada por:

$$x_t = a + x_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

donde ϵ es un ruido blanco gaussiano, es decir, ϵ se distribuye idéntica e independientemente de acuerdo con una distribución normal con media cero y varianza finita e igual a σ^2 . Sustituyendo sucesivamente x_{t-1} en (3) obtenemos:

$$x_t = x_0 + at + \sum_{j=0}^{t-1} \epsilon_{t-j} \quad (4)$$

donde el componente aleatorio permanente está dado por el último término y el componente determinista permanente por los primeros dos. Si $x_0 = 0$,

$$E(x_t) = at \text{ y } ar(x_t) = t\sigma^2 \quad (5)$$

es decir, los primeros momentos no son independientes del tiempo.

De la última expresión se observa que el componente tendencial depende no sólo de la tasa de crecimiento promedio (a), sino también de todos los valores pasados de ϵ , lo cual muestra que los cambios en el componente tendencial son permanentes. Un caso de especial importancia por sus implicaciones es el conocido como paseo aleatorio, cuya naturaleza de hecho ha sido explicada en el caso de la tendencia estocástica.

La situación más general puede verse en la ecuación (3) si la consideramos como un proceso autorregresivo de orden 1, AR(1), con un parámetro a , es decir

$$x_t = a + bx_{t-1} + \epsilon_t \quad (6)$$

donde tras sustituciones sucesivas y a medida que t se incrementa con $|a| < 1$ obtenemos:

$$x_t = a \frac{1}{1-b} + \sum_{j=0}^{t-1} b^j \epsilon_{t-j} \quad (7)$$

Contrariamente, cuando $b = 1$ tendremos un resultado igual a la expresión (4). Es decir, la presencia de un coeficiente autorregresivo igual a 1 es equivalente a la presencia de una tendencia estocástica, lo que a su vez implica la existencia de una raíz unitaria.

Como en el análisis aquí realizado se trata de determinar la estacionariedad de la serie en torno a una tendencia determinista, sería útil presentar un modelo análogo al anterior que incorporara estas consideraciones. Sea el modelo siguiente:

$$x_t = \alpha + \beta t + \gamma x_{t-1} + \epsilon_t \quad (8)$$

donde ϵ , sigue un proceso ruido blanco gaussiano. Dado un valor inicial x_0 y sustituyendo sucesivamente obtenemos:

$$x_t = \alpha \sum_{i=0}^{t-1} \gamma^i + \beta \sum_{i=1}^{t-1} i \gamma^{t-i} + \beta t + \gamma x_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \gamma^i \epsilon_{t-i} \quad (9)$$

De esta formulación se sigue que la serie converge solamente cuando $|\gamma| < 1$. Así, a medida que t se hace muy grande, se puede mostrar que el criterio de la razón para el primer término converge a y en

tanto que para el segundo lo hace a y' ; el cuarto término se hace también muy pequeño. Por lo tanto, la expresión anterior se reduce a una constante correspondiente al desplazamiento (*drift*) de la serie, una tendencia determinista y la suma de los cambios corrientes que experimenta la serie y que son cada vez menos importantes en su comportamiento, por lo que ésta sería estacionaria en torno a dicha tendencia. En caso contrario, con $|\gamma| \geq 1$, la serie no convergería y no existiría tendencia alguna hacia la cual retornar.

Las implicaciones de la existencia de una raíz unitaria son particularmente importantes cuando se analiza la naturaleza de las fluctuaciones económicas. Entre las más relevantes cabe destacar que: los cambios tienen efectos que no se disipan; es posible que trabajemos con correlaciones espurias si las variables en cuestión (o algunas de ellas) son paseos aleatorios; la tendencia de la serie será no estacionaria y estocástica. Esto tiene también implicaciones en los pronósticos, ya que serían diferentes para una serie aleatoria o para una serie determinista, al igual que los grados de incertidumbre asociados con ellos: los pronósticos de largo plazo de un paseo aleatorio cambian continuamente ante los cambios corrientes que experimenta la serie; la habilidad de los métodos econométricos convencionales para la inferencia de los parámetros difiere; por ejemplo, los mínimos cuadrados ordinarios no llevarían a un estimador del parámetro consistente; y las pruebas de hipótesis que descansan sobre la teoría de la distribución asintótica son sensibles a la presencia de una tendencia estocástica.³

2. Las pruebas empleadas

En primer lugar se analiza la dinámica de los componentes permanente y transitorio del PIB per cápita real, empleando la metodología propuesta por Beveridge y Nelson (1981) con el objeto de caracterizar los efectos de los periodos de crisis en el comportamiento de largo plazo del crecimiento de la economía mexicana. Posteriormente, se pretende delimitar el tipo de tendencia seguida por la misma variable, para lo cual se emplean distintas técnicas a fin de determinar la presencia de raíces unitarias. Específicamente, utilizaremos las propuestas de Dickey y Fuller, Phillips y Perron y Sims. Finalmente, desde una perspectiva un tanto

³ Para algunos comentarios al respecto, véase Sims, 1988.

diferente, se empleará la medida de persistencia de Cochrane. Estas metodologías se resumen a continuación.

A diferencia del tratamiento tradicional que se hacía en el estudio de los ciclos económicos - en el que se consideraba a éstos como las fluctuaciones en torno a una tendencia determinista, es decir, en un modelo estacionario en tendencia (Nelson y Plosser, 1982)—, el enfoque de descomposición de Beveridge y Nelson (1981)—basado en el modelo estacionario en diferencias propuesto por Nelson y Plosser (1982)— acepta que las fluctuaciones observadas pueden provenir también de cambios en su tendencia de largo plazo. En ese sentido, se reconoce que el componente de largo plazo es estocástico en virtud de que las innovaciones de cada período afectan el nivel de ingreso estocástico de estado estacionario. Éste constituye el componente permanente y es obtenido mediante la construcción de un modelo ARIMA ($p, 1, q$) para la serie. En cada período el componente permanente es la suma del valor corriente más los valores pronosticados desde t hasta k , obtenidos del modelo ARIMA. El componente transitorio o cíclico es la diferencia entre el valor observado de la serie y el componente permanente. El componente permanente se relaciona con el crecimiento económico, **determinado** principalmente por factores tales como acumulación de capital, crecimiento poblacional y cambio tecnológico, en tanto que el componente cíclico se asume transitorio (y estacionario), relacionado con factores monetarios, y tal vez, aunque en menor magnitud, reales. Puesto que las fluctuaciones cíclicas se disipan en el tiempo, cualquier movimiento de largo plazo o permanente (no estacionario) se atribuye necesariamente al componente secular.

En el caso de las pruebas de raíces unitarias, la prueba Dickey-Fuller aumentada (DFA) evalúa si el coeficiente autorregresivo de la variable de interés es igual o diferente de 1 (Dickey y Fuller, 1981; Harvey, 1991). Se calcula con mínimos cuadrados ordinarios; la prueba se realiza con base en el estadístico " t " que resulta de la **regresión**, y se compara con la tabla de valores críticos ofrecida por Fuller (1976), en virtud de que bajo la hipótesis nula, su distribución limitante no es una normal. Con la finalidad de que las innovaciones del modelo no presenten correlación serial, se introducen rezagos de las diferencias de la variable.

La prueba de Phillips-Perron (PP) (Perron, 1988) evalúa, a partir de un enfoque no paramétrico, la existencia de una raíz unitaria con estadísticos válidos no obstante que las innovaciones estén distribuidas heterogéneamente y/o que presenten débil dependencia. La principal ventaja de esta aproximación es que, además de permitir

una amplia gama de mecanismos generadores de errores, los estadísticos de **prueba** requieren sólo la estimación de un modelo autorregresivo de primer orden por **mínimos** cuadrados ordinarios y de un factor de corrección basado en la **estructura** de los residuos de la **regresión** propuesta por ellos. (Los valores críticos también se toman de Fuller [1976]).

Las pruebas anteriores han sido cuestionadas por su incapacidad **para** distinguir entre una raíz unitaria y un coeficiente autorregresivo muy cercano pero menor a 1 (Sims, 1988; Cochrane, 1988).⁴ Sims (1988) plantea que las pruebas convencionales ponderan excesivamente la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria, por lo que sugiere un examen a partir del enfoque bayesiano —aun cuando no está muy de acuerdo con buscar raíces unitarias exactas— en el cual la probabilidad previa que se asigna a la hipótesis nula de raíz unitaria es modificada en un intento por ponderar adecuadamente la evaluación. Sugiere emplear una probabilidad previa de 0.2 (Sims y Uhlig, 1991).

Finalmente, plantea que una serie está conformada por un componente camino aleatorio (que refleja las variaciones permanentes) y un componente estacionario (que indica las variaciones transitorias), por lo que las pruebas de raíces unitarias que tratan de distinguir entre series con un componente paseo aleatorio de otras sin este componente tienen, necesariamente, escaso poder. Por lo tanto, **propone** una medida de persistencia, la cual mide el tamaño del componente paseo aleatorio de la variable en cuestión a partir de analizar la razón de la varianzas (V_k) de la variable, con lo que se **puede** determinar el tipo de tendencia de la serie. Si esta razón tiende a cero cuando k tiende a infinito, entonces estamos en la presencia de una tendencia determinista, pero si V_k tiende a 1 al **crecer** k hasta infinito se tiene una tendencia estocástica. Asimismo, define la variabilidad de largo plazo como un indicador que muestra cuánto tardará la serie en regresar a su tendencia determinista de largo plazo, si ésta existe.

⁴ En el análisis de la dinámica del producto esta preocupación fue manifestada por Nelson y Plosser (1982) en su trabajo pionero, y retomada posteriormente por West (1988). Recientemente, Redebusch (1993) la ha rescatado y ha argumentado que las pruebas de raíces unitarias carecen de poder para distinguir entre plausibles modelos estacionarios en tendencia, de plausibles modelos estacionarios en diferencias, dentro de horizontes temporales de relevancia económica (menos de diez años), hecho que preocupa dado que la dinámica generada por cada uno de ellos es muy diferente.

III. Evidencia empírica

Las metodologías consideradas antes se emplean en el caso mexicano. Se analiza el logaritmo del PIB per cápita real de México durante el periodo 1921-1995 (y_t), con el objeto de conocer la naturaleza de los cambios que experimenta, o equivalentemente, para determinar la naturaleza de la tendencia subyacente. Merece especial énfasis el análisis de los efectos de la desaceleración de la economía mexicana iniciada a principios de la década anterior. Tal serie es empleada con el objeto de inducir homocedasticidad y eliminar la no estacionariedad derivada de la inflación y del crecimiento poblacional (Cochrane, 1988).

I. Componentes permanente y transitorio

El modelo general sugerido por Beveridge y Nelson (1981) se formula en los siguientes términos:

$$\Delta y_t = a + e_t \quad (10)$$

$$\phi(L)e_t = \theta(L)u_t \quad (11)$$

donde y_t representa el logaritmo del PIB per cápita real, y su primera diferencia entonces se refiere a su tasa de crecimiento anual; a es la tasa de crecimiento media del producto, y la serie e_t significa las desviaciones con respecto a la media, las cuales pueden representarse por el proceso estacionario e invertible representado en (9); es decir que las desviaciones con respecto a la media, provenientes de las innovaciones de cada periodo incluidas en u_t , son transitorias y persisten por un número de periodos determinado por la estructura autorregresiva de e_t , pero afectan el nivel del ingreso hacia arriba o hacia abajo de manera permanente; las expresiones $\phi(L)$ y $\theta(L)$ representan los polinomios autorregresivo de orden p y de media móvil de orden q , respectivamente, y u_t sigue un proceso ruido blanco.

El modelo propuesto asume que la tasa media de crecimiento se mantiene inalterada a lo largo del periodo, lo cual es rechazado por

los hechos estilizados.⁵ Para superar esta restricción, retomamos la metodología propuesta por Cuddington y Urzúa (1988) para permitir cambios en la tasa de crecimiento media para subperiodos en los que se detecten cambios estructurales bien definidos. En este punto siguen la metodología de análisis de intervención sugerida por Box y Tiao (1975).

El modelo estimado y los resultados para la serie que nos ocupa fueron los siguientes⁶:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & 0.030 - 0.038F1 - 0.172F2 - 0.030F3 - 0.094F4 \\ & (11.4) \quad (-5.0) \quad (-6.0) \quad (-4.4) \quad (-3.1) \\ & + (1 - 0.380L^4)u_t \\ & (-3.2) \end{aligned} \quad (12)$$

$$Q(18) = 11.8 \quad s = 0.0287$$

donde $F1 = 1$ durante el periodo 1921-1932, y 0 para el resto del periodo; $F2 = 1$ en 1932, y 0 los demás años; $F3 = 1$ durante 1982-1995, y 0 el periodo anterior; y $F4 = 1$ en 1995, y 0 durante los demás años; Q es el estadístico de Ljung-Box con 18 grados de libertad; s es la desviación estándar de la regresión; los números entre paréntesis son los estadísticos t correspondientes. Se identificó este modelo una vez realizado el análisis de intervención de acuerdo con las observaciones mencionadas en la nota 7. La información reportada en (12) permite concluir que se trata de una representación adecuada: los coeficientes son estadísticamente significativos, el estadístico Q permite rechazar la hipótesis de correlación serial, y las funciones de

⁵ Aunque Cuddington y Urzúa (1989:329) plantean que el modelo estacionario en diferencias es menos afectado que el modelo estacionario en tendencia (con tendencia determinista) cuando hay cambios de nivel en la senda de crecimiento.

⁶ En un principio se estimó un modelo $MA(1)$ con parámetro positivo y constante. El modelo estaba bien definido, excepto por dos hechos: a) la gráfica de los residuos no mostraba constancia en la media, desplazamientos hacia abajo al principio del periodo (1922-1932) y al final (1982-1995), así como dos observaciones de un tamaño mucho mayor al del resto de las observaciones; y b) el coeficiente de las innovaciones en la función de ganancia era mayor que 1, lo cual nos daba una "imagen bizarra" de los ciclos económicos, como han apuntado Cuddington y Urzúa (1989:330). Por otra parte, la estimación para el lapso 1921-1995 se realizó con el fin de tener un periodo más largo, lo cual redundaría en una mejor estimación.

autocorrelación y de autocorrelación parcial no permiten identificar un modelo plausible para los residuos.⁷

Para obtener el componente permanente se siguió la metodología propuesta por Cuddington y Winters (1987) basada en la función de ganancia de estado estacionario que obliga a usar la de Beveridge y Nelson (1981) solamente para un periodo —en este caso, para el último periodo, tal como lo hacen Cuddington y Urzúa (1989)— y permite obtener directamente los efectos de las innovaciones corrientes sobre el cambio permanente de la serie.

Se pronosticó a partir de 1995 en un horizonte de 100 periodos y se utilizó la función de ganancia siguiente, obtenida haciendo $L = 1$ en (12):

$$yp_t - yp_{t-1} = 0.030 - 0.038F1 - 0.172F2 - 0.030F3 \quad (13) \\ - 0.094F4 + 0.620u_t$$

Esta formulación de la función de ganancia, donde en el lado izquierdo aparecen ahora las variaciones en el componente permanente de y , denotado por yp_t , incorpora los cambios en la media (cambios estructurales) en el componente permanente (tal como hacen Cuddington y Urzúa, 1988:185-186), y en ese sentido permite la existencia de diferencias en la media permanente para los distintos episodios en que se ha dividido el periodo total. También sugiere que 62% de cada choque corriente tiene efectos permanentes sobre el nivel de la serie y ; una variación de u , unidades, que desplaza la tendencia de largo plazo en $0.62 u$, empuja y , en $(1 - 0.62)u$, unidades por encima de su tendencia durante los periodos t , $t+1$, $t+2$ y $t+3$, pero en $t+4$ se reduce 38%, y de esa forma regresa a su senda de crecimiento de largo plazo previamente ajustada por la innovación (Cuddington y Urzúa, 1988:188).

El componente permanente de 1995 se obtiene como la suma del valor del PIB per cápita real corriente y los valores pronosticados

⁷ Vale la pena mencionar que en éstas los valores correspondientes al rezago 7 son apenas estadísticamente significativos por ubicarse por fuera de una banda de dos desviaciones estándar. Pensar que la serie analizada tendría esa estructura sistemática nos pareció sospechoso, por lo que se inspeccionó con detalle la gráfica de los residuos. Se pudieron detectar valores que si bien no eran extremadamente grandes con respecto al resto, si eran de los mayores para los años 1923, 1930, 1953 y 1960, pero principalmente en 1957, 1964, 1983 y 1990; en todos los casos hay siete periodos que separan tales observaciones. Pensando que el valor significativo en el rezago 7 se debía a estas observaciones, se optó por no introducir un parámetro de orden 7 en el modelo MA.

hasta 100 periodos hacia adelante. Obtenido este valor se resolvió (13) hacia atrás, como sugieren Cuddington y Urzúa (1989). Los resultados aparecen resumidos en las gráficas 2, 3 y 4 y en el cuadro 1; los valores completos se encuentran en el anexo; Y representa el valor del PIB per cápita real observado, YP es su componente permanente, y YC el componente transitorio.

Cuadro 1
México: PIB per cápita real, 1921-1995
Valores observados y permanentes
(tasas de crecimiento promedio anual)

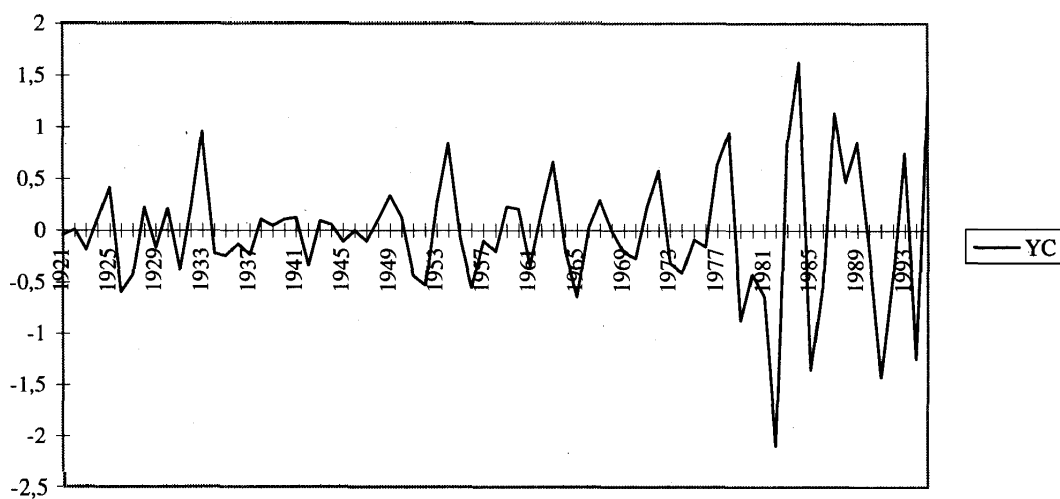
Periodo	Y	YP
1921-1995	1.61	1.58
1921-1981	2.19	2.20
1932-1995	2.36	2.35
1932-1981	2.54	2.59
1995	-9.4	-9.4

Y es el valor observado; YP , el componente permanente; y YC , el transitorio. M representa la media y DE la desviación estándar. La tasa media de crecimiento se obtuvo por interpolación usando la fórmula de interés compuesto.

La comparación de las medias de Y y YP muestra un comportamiento medio muy parecido entre los valores observados y el componente permanente del PIB per cápita real, reflejando la elevada importancia del último. Evidentemente la incorporación de los periodos de crisis reduce la media del crecimiento, pero de especial importancia es lo acontecido con los periodos 1932-1981 y 1932-1995, ya que después de que en el primero de éstos creció en mayor medida el componente permanente, durante el segundo se perdió ese efecto y los valores observados crecieron en mayor medida. Asimismo, resulta de gran importancia destacar que la caída de más de 9% en el valor observado del PIB per cápita real durante 1995 tiene un carácter fundamentalmente permanente.

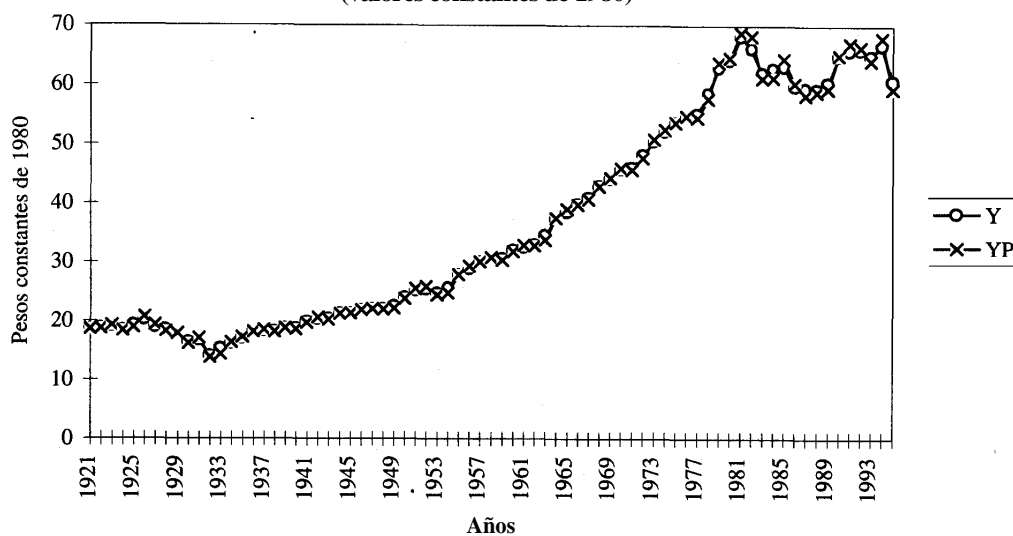
En la gráfica 2, por otra parte, se presenta el componente transitorio; es muy claro el incremento en su varianza a partir del periodo conocido como el auge petrolero, justo cuando el crecimiento sostenido se interrumpe. En la gráfica 3 se observa un comportamiento muy similar entre los valores observados de la serie y su componente permanente, reflejando la elevada proporción que

Gráfica 2
México: Componente transitorio del PIB per cápita real, 1921-1995
 (valores constantes de 1980)



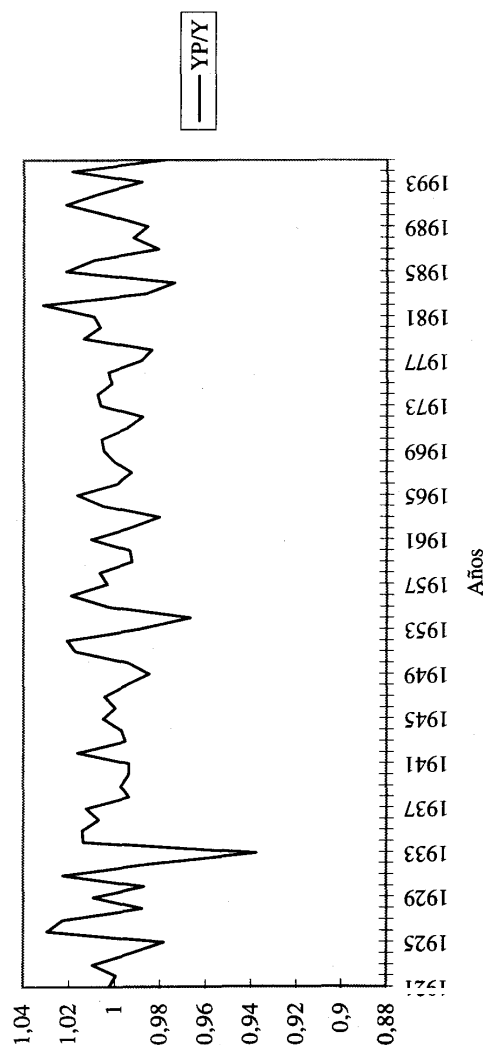
Fuente: Elaborado con información del anexo.

Gráfica 3
México: PIB per cápita real y su componente permanente, 1921-1995
 (valores constantes de 1980)



Fuente: Elaborado con información del anexo.

Gráfica 4
México: PIB per cápita real, razón de componente permanente a observada,
1921-1995



Fuente: Elaborado con información del anexo.

éste representa en los valores corrientes. Finalmente, la gráfica 4 muestra la razón YP/Y , en la que se aprecia que en la mayor parte de los últimos quince años el componente permanente del PIB per cápita real ha estado por debajo de su valor observado, indicando un deterioro más profundo del que podría inferirse del análisis de los valores observados.

2 Raíces unitarias

Se realizaron las pruebas para diferentes periodos, dependiendo de si se incorporaban o no los episodios de crisis, tanto el de la década de los años veinte como el iniciado la década anterior. El objetivo es hacer explícitos los efectos de tales episodios.

Las pruebas se realizaron incorporando una tendencia determinista para analizar si las fluctuaciones del PIB per cápita son estacionarias en torno a esa tendencia, es decir, para determinar si se mueven alrededor de un valor determinista cambiante en el tiempo, pero hacia el cual convergen en el largo plazo. Los resultados de las pruebas de DFA y PP aparecen en el cuadro 2.

Las penúltima columna muestra el coeficiente autorregresivo obtenido en un modelo de orden 1 que incluye tendencia e intercepto. En los primeros dos periodos, en los que se incluye la crisis al inicio de los años treinta y la reciente, se obtuvo un coeficiente elevado, pero menor a 1. En el periodo de crecimiento estable y sostenido (1932-1981), ese coeficiente fue menor a 0.9. Finalmente, en el último periodo, cuando se excluye la gran depresión y se incluye la declinación iniciada en la década de los ochenta, se obtuvo un coeficiente mayor a 1. A partir de esta información podríamos esperar que en el tercer periodo la serie fuera fundamentalmente estacionaria, y que en el último ocurriera lo contrario.

De acuerdo al criterio de Dickey-Fuller, la inclusión de los episodios de crisis al principio y/o al final del periodo completo provoca que la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria no pueda ser rechazada. El subperiodo 1932-1981, de crecimiento sostenido, es el único en el que, aunque débilmente, se puede rechazar tal hipótesis. Por lo tanto, podemos concluir que en general la serie estudiada tiene una tendencia estocástica. Sin embargo, vale la pena resaltar que una vez que la economía asimiló la declinación al principio de la década de los treinta, hubo un crecimiento sostenido que permitió definir una tendencia determinista en torno a la cual fluctuaba hasta principios de la década anterior. Este resultado cambia

radicalmente cuando se incorpora al análisis la declinación iniciada en esa misma década.

Con la prueba propuesta por Phillips y Perron se evaluó la misma hipótesis y los resultados aparecen también en la cuadro 2. Aunque solamente se reporta lo obtenido para $I = 1$, las pruebas se hicieron para distintos valores del parámetro de truncación I ; se observó que los resultados eran insensibles a cambios en tal parámetro.⁸ En los tres primeros periodos considerados no puede aceptarse la hipótesis nula de raíz unitaria, por lo que se concluiría que la serie presenta una tendencia determinista en esos casos. Solamente en el último periodo, cuando se incorpora la desaceleración en el crecimiento de la economía mexicana, se tiene como resultado que la tendencia del PIB per cápita es estocástica. Dado que la prueba PP es válida en un contexto más amplio que la DFA, durante esta etapa la evidencia sugiere la existencia de una tendencia determinista hasta principios de los años ochenta.

Cuadro 2
México: Pruebas de raíces unitarias DFA y PP
del logaritmo del PIB per cápita real, 1921-1995

Periodo	DFA	PP	AR(1)	Estadístico $t_{AR(1)}$
1921-1981	-2.0	-4.0*	0.93	25.0**
1921-1995	-2.0	-5.9**	0.92	23.8**
1932-1981	-3.3+	-7.1**	0.87	10.8**
1932-1995	-0.1	-0.2	1.01	19.8**

DFA representa la prueba de Dickey-Fuller aumentada; PP es la prueba de Phillips-Perron; AR(1) se refiere al coeficiente autorregresivo de orden 1 obtenido de un modelo que incluye una constante y una tendencia determinista; la última columna muestra el estadístico t convencional del coeficiente autorregresivo. Las pruebas incluyeron una inclinación en el tiempo y en todos los casos se utilizó un rezago para eliminar la correlación serial de los residuos, lo que se determinó empleando el Criterio de Información de Akaike y el estadístico Q de Ljung-Box. Los valores críticos de McKinnon para 1, 5 y 10% en cada periodo son los siguientes: 1921-1981, -4.12, -3.49 y -3.17; 1921-1995, -4.09, -3.47 y -3.26; 1932-1981, -4.15, -3.50 y -3.12; y 1932-1995, -4.10, -3.48 y -3.17. + Significativo a 10%; * Significativo a 5%; ** Significativo a 1 por ciento.

⁸ Para determinar el valor del parámetro de truncación se siguió la sugerencia de Perron (1988) de utilizar un valor pequeño dado que existe una correlación positiva entre los residuos de los modelos AR(1) correspondientes, pero también se hicieron las estimaciones para valores de I iguales a 1, 2, 3, 4, 7 y 11; en ninguno de los casos la conclusión cambia.

Finalmente, en el cuadro 3 se ofrecen los resultados de la prueba de Sims. La segunda columna es el estadístico $\hat{\eta}$, que debe ser comparado con el valor reportado en la cuarta columna, que es el límite para muestras pequeñas (LMP): si $\hat{\eta} > \text{LMP}$ la hipótesis nula (no estacionaridad o existencia de una raíz unitaria) no es aceptada.⁹ En la última columna se presenta la medida $(1 - \alpha^*)$, que nos indica la probabilidad previa que debería asignarse a la hipótesis nula para forzar al criterio de Sims a aceptarla (originalmente esta probabilidad es 0.2). Cuando evaluamos la hipótesis nula de raíz unitaria incluyendo tendencia, la hipótesis nula es rechazada en todos los casos, pues tendríamos que asignarle una probabilidad previa de por lo menos el doble para aceptarla, lo cual es consistente con la relación entre $\hat{\eta}$ y el LMP.¹⁰ En resumen, la prueba de Sims reporta estacionaridad de la variable si se toma en cuenta la presencia de una tendencia; es decir, la serie tendría una tendencia determinista hacia la cual retornar en el largo plazo.

Cuadro 3
México: Prueba de razón probabilística bayesiana de Sims
del logaritmo del PIB per cápita real, 1921-1995

Periodo	τ^2	LS	LMP	$1 - \alpha$
1921-1981	3.5	6.6	0.6	0.5
1921-1995	3.8	6.5	0.5	0.4
1932-1981	2.8	5.0	-1.0	0.4
1932-1995	0.02	6.0	-0.04	0.8

La prueba incluyó inclinación en el tiempo, y en todos los casos se empleó un rezago.

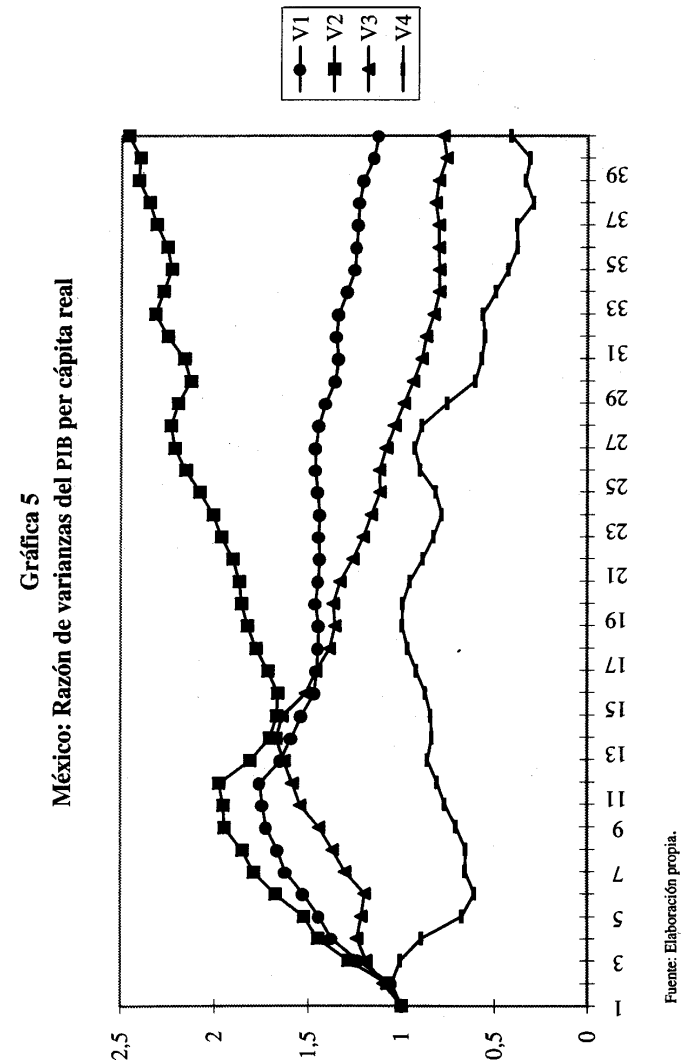
⁹ La tercera columna es el límite de Schwartz (LS), usado como valor crítico en el caso de muestras grandes. Llama la atención que según ese criterio la hipótesis nula no puede rechazarse en ningún caso.

¹⁰ Las diferencias entre los resultados para las pruebas de DFA y Sims son consistentes con las encontradas por Whitt (1992) para el tipo de cambio real de los Estados Unidos, y por Mejía y González (1996) en el caso de México.

3. Razón de varianzas de Cochran

En este caso, como en los anteriores, se subdividió el periodo completo en los siguientes subperiodos: 1921-1981, 1921-1995, 1932-1981 y 1932-1995: los resultados aparecen en el cuadro 4 y en la gráfica 5. Para determinar el tipo de tendencia de la variable se debe observar el valor de convergencia de la razón de varianzas, V_k ; en los primeros dos casos, denotados como V1 y V2, cuando se incluye la declinación de principios del periodo asociada con la recesión del capitalismo mundial, su valor no regresa a cero sino que es mayor que 1 para un valor de $k = 40$; esto sugiere la presencia de una tendencia estocástica o un tamaño muy grande de su componente camino aleatorio, por lo que los choques a la variable serían principalmente permanentes. La exclusión de tal subperiodo inicial provoca que el valor de la razón de varianzas ($V3$ y $V4$) tienda a cero, lo cual sugiere la presencia de una tendencia determinista y un carácter esencialmente transitorio de los choques corrientes debido a la menor importancia del componente camino aleatorio.

El análisis de la medida de variabilidad de largo plazo (P) sugiere que en el periodo 1932-1981 se requerirían 19 años para retornar a la tendencia de largo plazo, denotada por L2 en la gráfica 1, en tanto que para el lapso comprendido entre 1933 y 1995 serían necesarios 13 años. En principio, este resultado parece insostenible dado que el segundo de estos periodos considera los nocivos efectos de la recesión actual de la economía mexicana. Una explicación posible podría ser que la tendencia considerada en el segundo lapso difiere de la del primero. En la gráfica 1 la nueva tendencia se representa por L3 y aparece más aplanada, indicando una tasa de crecimiento medio menor. En realidad, según se observa en el cuadro 1, la tasa de crecimiento media entre 1932 y 1981 fue de 2.54%, y la del periodo 1932-1995, de 2.36. Considerando las diferencias en estas tasas de crecimiento se podría afirmar que para que el PIB per cápita regrese a la tendencia definida como L2 en la gráfica 1 tendrían que pasar más de 19 años, si es que tal reversión fuera posible, en tanto que para volver a la denotada por L3 serían necesarios 13 años aproximadamente.



Cuadro 4
México: Análisis de Cochrane del PIB per cápita
real de México, 1921-1995

k	var($y_t - y_{t,k}$)	P	V_k
1921-1995	T. estocástica		V2
1	0.0018	0.0018	1.0000
5	0.0126	0.0025	1.4421
10	0.0285	0.0028	1.7454
15	0.0333	0.0022	1.4728
20	0.0402	0.0020	1.4527
25	0.0461	0.0018	1.4633
30	0.0457	0.0015	1.3403
35	0.0440	0.0012	1.2416
40	0.0400	0.0010	1.2443
1921-1981	T. estocástica		V1
1	0.0017	0.0017	1.0000
5	0.0123	0.0024	1.5247
10	0.0289	0.0028	1.9585
15	0.0334	0.0022	1.6682
20	0.0446	0.0022	1.8692
25	0.0566	0.0022	2.1537
30	0.0590	0.0019	2.1651
35	0.0605	0.0017	2.2557
40	0.0615	0.0015	2.4623
1932-1995	T. determinística		V4
1	0.0011	0.0011	1.0000
5	0.0065	0.0013	1.2142
10	0.0152	0.0015	1.5468
15	0.0204	0.0013	1.5211
20	0.0216	0.0010	1.3382
25	0.0200	0.0008	1.1180
30	0.0167	0.0005	0.8908
35	0.0150	0.0004	0.8005
40	0.0138	0.0003	0.7722
1932-1981	T. determinística		V3
1	0.0006	0.0006	1.0000
5	0.0019	0.0003	0.6717
10	0.0038	0.0003	0.7669
15	0.0058	0.0003	0.8700
20	0.0073	0.0003	0.9566
25	0.0072	0.0002	0.8999
30	0.0044	0.0001	0.5661
35	0.0026	0.0000	0.3773
40	0.0022	0.0000	0.4113

P es la medida de la variabilidad de largo plazo, y V_k , la razón de varianzas en muestras pequeñas.
Fuente: Elaboración propia.

Conclusiones

Los resultados de este documento no son contundentes debido a que las pruebas y metodologías utilizadas arrojan conclusiones diferentes, situación que se complica con el hecho de que tales pruebas y metodologías no son directamente comparables entre sí. Sin embargo, es posible que sus implicaciones sean compatibles.

El análisis de descomposición para el periodo completo (1921-1995), sugiere que una elevada proporción de las variaciones corrientes del PIB per cápita real tienen un carácter permanente (62%), lo cual introduce persistencia a la serie en la medida que su evolución actual está afectada por sus valores pasados. Las pruebas de raíces unitarias, realizadas para distintos subperiodos, muestran resultados divergentes. La prueba DFA permite rechazar la hipótesis de raíz unitaria solamente en el intervalo 1932-1981, indicando que en los demás periodos la tendencia es estocástica y los choques son permanentes. Por su parte, la prueba PP permite rechazar la misma hipótesis en los periodos considerados, excepto en el que va de 1932 a 1995. Estas dos pruebas coinciden en que, una vez eliminado el intervalo inicial acaecido en torno a la declinación resultante de la crisis mundial del capitalismo, es decir, a partir de 1932, los efectos de la desaceleración de la economía mexicana iniciada en la década anterior tienen un carácter permanente que impide un retorno a su tendencia de largo plazo.

Con todo, estas pruebas han sido colocadas en tela de juicio por su ineficacia para distinguir entre un coeficiente autorregresivo alto pero menor a 1, y una raíz unitaria (Sims, 1988), o por no considerar que toda serie tiene un componente permanente y uno transitorio (Cochrane, 1988). La prueba propuesta por Sims permite concluir que la serie no sigue un camino aleatorio en ninguno de los periodos considerados. Con respecto al último de éstos debe resaltarse que la tendencia hacia la cual se convergería es más aplanada, indicando una tasa de crecimiento media anual menor. Las pruebas sugeridas por Cochrane permiten concluir que en los intervalos 1921-1981 y 1921-1995, la serie tiene una tendencia estocástica, y que en los periodos 1932-1981 y 1932-1995, la tendencia es determinista; por ende, los choques se desvanecen a medida que transcurre el tiempo. Entre 1932 y 1981 se requerían 19 años para retornar a la tendencia señalada, mientras que entre 1932 y 1995 eran necesarios 13 años para retornar a una tendencia que implica una tasa de crecimiento media anual menor en 0.2%; para retornar a la anterior tendencia se requerirían más de 19 años, si es que esto fuera posible.

En todo caso, al parecer habría una lenta reversión a la tendencia que podría explicarse por la gran importancia del componente camino aleatorio, o por la existencia de una raíz casi unitaria (por lo que en algunos casos se rechaza la hipótesis de existencia de una raíz unitaria) que hace que las fuerzas de reversión sean tan débiles que no puedan detectarse en tamaños de muestra finitos (que permiten aceptar la hipótesis de existencia de raíces unitarias), tal como han sugerido Nelson y Plosser (1982) en el caso de muestras de 61 y 101 datos.

En resumen, a partir de las pruebas y las metodologías empleadas se infiere que los choques que experimenta la economía mexicana tienen tal persistencia que se requiere de la espera de más de una década, al menos, para recuperar una tasa media de crecimiento sostenido similar a la media histórica. Sin embargo, las exigencias de la sociedad no pueden posponerse por un periodo tan prolongado. Evidentemente algo puede hacerse para apresurar la recuperación de la economía. Una política económica activa que impulse la actividad productiva de manera efectiva y eficiente, o un arreglo en materia de deuda externa que reduzca el flujo de recursos al exterior, son dos ejemplos que podrían constituirse en fuentes de choques positivos con efectos que pueden permanecer en el tiempo. En ese sentido, coincidimos con la conclusión de Ruprah (1991) respecto a que la austeridad fiscal como respuesta al problema de la deuda puede tener efectos nocivos en el comportamiento futuro de la economía; así como con Blanchard y Summers (1988), quienes afirman que las políticas antiinflacionarias pueden generar una situación de histéresis que dificulta cada vez más la recuperación del crecimiento sostenido.

Anexo
México: PIB per cápita observado, componente permanente y componente transitorio, 1921-1995

Año	PIB observado Y	PIB componente permanente YP	PIB componente transitorio YC
1921	18.6006	18.642403278	-0.041803278
1922	18.7324	18.722199278	0.010200722
1923	19.0683	19.253268884	-0.184968884
1924	18.4631	18.339112294	0.123987706
1925	19.2973	18.87909348	0.41820652
1926	20.1296	20.72438909	-0.59478909
1927	18.9405	19.371765291	-0.431265291
1928	18.5225	18.297507655	0.224992345
1929	17.7415	17.908205753	-0.166705753
1930	16.3653	16.153001385	0.212298615
1931	16.6839	17.060400713	-0.376500713
1932	13.9944	13.778475294	0.215924706
1933	15.3437	14.385735364	0.957964636
1934	16.1215	16.344273272	-0.222773272
1935	17.0313	17.275323826	-0.244023826
1936	18.0716	18.1996318	-0.1280318
1937	18.3276	18.559391861	-0.231791861
1938	18.2691	18.158143092	0.110956908
1939	18.833	18.782514819	0.050485181
1940	18.7305	18.617089149	0.113410851
1941	19.885	19.760117728	0.124882272
1942	20.3155	20.649580436	-0.334080436
1943	20.3817	20.288078907	0.093621093
1944	21.3283	21.26839837	0.05990163
1945	21.2802	21.388610434	-0.108410434
1946	21.939	21.938082287	0.000917713
1947	21.9547	22.058798962	-0.104098962
1948	22.1143	22.00242082	0.11187918
1949	22.5663	22.224320134	0.341979866
1950	23.9893	23.854348083	0.134951917
1951	25.1429	25.578388099	-0.435488099
1952	25.4078	25.936901944	-0.529101944
1953	24.7425	24.475866397	0.266633603
1954	25.6216	24.777011476	0.844588524
1955	27.7991	27.875153427	-0.076053427
1956	28.7967	29.35232342	-0.55562342
1957	30.023	30.119630564	-0.096630564

Fuentes: 1921-1970: INEGI (1980), *Estadísticas Históricas de México*, México; 1971-1995: Banco de México, *Indicadores Económicos*, varios números, México; datos de población en 1990-1995: INEGI (1995), *Conteo de población y vivienda*, 1995, México.

(Continuación)

Año	PIB observado Y	PIB componente permanente YP	PIB componente transitorio YC
1958	30.6352	30.834887623	-0.199687623
1959	30.5631	30.331831953	0.231268047
1960	32.0063	31.797628141	0.208671859
1961	32.5311	32.870704991	-0.339604991
1962	32.985	32.795123254	0.189876746
1963	34.5023	33.834313067	0.667986933
1964	37.3215	37.518352725	-0.196852725
1965	38.4791	39.121029053	-0.641929053
1966	39.8323	39.800596177	0.031703823
1967	40.9774	40.683010933	0.294389067
1968	42.8937	42.897737674	-0.004037674
1969	44.146	44.35945325	-0.213453249
1970	45.6907	45.961499222	-0.270799222
1971	45.9653	45.728454507	0.236845493
1972	48.2933	47.714482169	0.578817831
1973	50.5861	50.903616907	-0.317516907
1974	52.1551	52.562376409	-0.407276409
1975	53.6668	53.753766403	-0.086966403
1976	54.6454	54.798369212	-0.152969212
1977	55.1979	54.560930825	0.636969175
1978	58.671	57.723016324	0.947983676
1979	62.9135	63.784259194	-0.870759194
1980	64.1745	64.597460656	-0.422960656
1981	68.2028	68.840640887	-0.637840887
1982	66.2106	68.304428506	-2.093828506
1983	62.0288	61.189438486	0.839361514
1984	62.8632	61.23746825	1.62573175
1985	63.1301	64.484280829	-1.354180829
1986	59.7809	60.336315358	-0.555415358
1987	59.4784	58.344221918	1.134178082
1988	59.3711	58.898158167	0.472941833
1989	60.3522	59.49548338	0.85671662
1990	64.8803	65.078163341	-0.197863341
1991	65.7092	67.131121482	-1.421921482
1992	66.0013	66.453826084	-0.452526084
1993	64.9155	64.163026792	0.752473208
1994	66.7453	67.991050974	-1.245750974
1995	60.731	59.429775754	1.301224246

Fuentes: 1921-1970: INEGI (1980), *Estadística Históricas de México*, México; 1971-1995: Banco de México, *Indicadores Económicos*, varios números, México; datos de población en 1990-1995: INEGI (1995), *Censo de población y vivienda*, 1995, México.

Bibliografía

- Balke, S. Natham (1991), "Modelling trends in macroeconomic time series", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Dallas, mayo, pp. 19-33.
- Banerjee, Anindya et al. (1992), "Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypotheses: Theory and international evidence", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, núm. 3, julio, pp. 271-287.
- Beveridge, Stephen y Charles R. Nelson (1981), "A new approach to decomposition of economic timeseries into permanent and transitory components with particular attention to measurement of 'business cycle'", *Journal of Monetary Economics*, vol. 7, pp. 151-174.
- Blanchard, Olivier Jean y Nobuhiro Kiyotaki (1987), "Monopolistic competition and the effects of aggregate demand", *American Economic Review*, vol. 77, núm. 4, septiembre, pp. 647-666.
- Blanchard, Olivier Jean y Lawrence H. Summers (1988), "Beyond the natural rate hypothesis", *The American Economic Review*, vol. 78, núm. 2, mayo, pp. 182-187.
- Box, G. E. P. y G. C. Tiao (1975), "Intervention analysis with applications to economic and environmental problems", *Journal of American Statistical Association*, vol. 70, núm. 349, pp. 70-79.
- Campbell, John Y. y N. Gregory Mankiw (1987a), "Permanent and transitory components in macroeconomic fluctuations", *The American Economic Review. Papers and Proceedings*, vol. 77, núm. 2, mayo, pp. 111-117.
- (1987b), "Are output fluctuations transitory?", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 102, núm. 4, noviembre, pp. 857-879.
- Cochrane, John H. (1988), "How big is the random walk in GNP?", *Journal of Political Economy*, vol. 96, núm. 51, pp. 893-920.

- Cuddington, John T. y L. Alan Winters (1987), "The Beveridge-Nelson decomposition of economic time series. A quick computational method", *Journal of Monetary Economics*, vol. 19, núm. 1, enero, pp. 125-127.
- Cuddington, John T. y Carlos M. Urzúa (1988), "Ciclos y tendencias en los términos netos de intercambio: un nuevo enfoque", *Estudios Económicos*, vol. 3, núm. 2, pp. 169-190.
- (1989), "Trends and cycles in Colombia's real GNP and fiscal deficit", *Journal of Development Economics*, vol. 30, pp. 325-343.
- Cuddington, John T. y Hong Wei (1992), "An empirical analysis of real commodity trends: aggregation, model selection and implications", *Estudios Económicos*, vol. 7, núm. 2, pp. 159-180.
- Cuthbertson, Keith et al. (1992), *Applied Econometric Techniques*, Ann Arbor, Michigan, The University of Michigan Press.
- Dickey, D. A. y W. A. Fuller (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, vol. 49, núm. 4, julio, pp. 1057-1072.
- Dornbusch, R. y M. H. Simonsen (1987), "Estabilización de la inflación con el apoyo de una política de ingresos", *El Trimestre Económico*, vol. LIV(2), núm. 214, abril-junio, pp. 225-282.
- Durlauf, Steven N. (1991), "Multiple equilibria and persistence in aggregate fluctuations", *The American Economic Review. Papers and Proceedings*, vol. 81, núm. 2, mayo, pp. 70-75.
- (1993), "Time series properties of aggregate output fluctuations", *Journal of Econometrics*, vol. 56, marzo, pp. 39-56.
- Escribano, Álvaro Sáez (1990), "Introducción al tema de cointegración y tendencias", *Cuadernos Económicos del ICE, Secretaría de Estado de Comercio y Ministerio de Economía y Hacienda*, Barcelona, núm. 4, pp. 7-42.

- Frisch, Helmut (1986), *Theories of Inflation*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Fuller, W. A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, Nueva York, John Wiley and Sons.
- Granger, Clive W. J. (1993), "What are we learning about the long-run?", *The Economic Journal*, vol. 103, marzo, pp. 307-317.
- Guerrero García, Víctor Manuel (1991), *Análisis estadístico de series de tiempo económicas*, México, UAM-Iztapalapa.
- Haan, Jakob de y Dick Zelhorst (1993), "Does output have a unit root? New international evidence", *Applied Economics*, vol. 25, julio, pp. 953-960.
- Harvey, Andrew (1981), *Time Series Models*, Londres, Phillip Allan.
- (1991), *The Econometric Analysis of Time Series*, Cambridge, Massachusetts, MIT Press, segunda edición.
- Hernández Veleros, Zeus Salvador (1995), Una breve *reseña* sobre raíces unitarias y *algunas* pruebas *aplicadas al PIB per cápita de México*, México, CIDE, tesis de maestría en *economía*.
- Herrera, Santiago (1990), "Notas sobre la existencia de una raíz unitaria en la serie del tipo de cambio real del peso colombiano", *Estudios Económicos*, vol. 5, núm. 1, pp. 157-171.
- Jarque, Carlos M. y Luis Téllez K. (1993), *El combate a la inflación. El éxito de la fórmula mexicana*, México, Grijalbo.
- Judge, G. George et al. (1985), *Introduction to the Theory and Econometric Practice*, Nueva York, John Wiley and Sons, segunda edición.
- Mankiw, N. Gregory (1992), "Un curso rápido sobre *macroeconomía*", *Investigación Económica*, núm. 201, julio-septiembre, pp. 243-269.

- Mejía Reyes, Pablo y José C. González Núñez (1996), "La paridad del poder de compra en el largo plazo: el caso de México", *Economía Mexicana*, nueva época, vol. V, núm. 1, primer semestre, pp. 37-62.
- Mills, Terrence C. (1990), *Time Series Techniques for Economists*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Moscan, J. (1994), "Is there a unit root in US real GNP?", *Economic Letters*, vol. 45, pp. 23-31.
- Nelson, Charles R. y Charles I. Plosser (1982), "Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications", *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, núm. 9, septiembre, pp. 139-62.
- Pantula, Sastry G. et al. (1994), "A comparison of unit root test criteria", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12, núm. 4, octubre, pp. 449-459.
- Perron, Pierre (1988), "Trends and random walks in macroeconomic time series", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 297-332.
- Phillips, P. C. B. (1987), "Time series regression with a unit root", *Econometría*, vol. 55, núm. 2, marzo, pp. 277-301.
- Redebusch, Glenn D. (1993), "The uncertain unit root in real GNP", *American Economic Review*, vol. 83, núm. 1, marzo, pp. 264-272.
- Ros, Jaime (1987), "Mexico from the oil boom to the debt crisis: An analysis of policy responses to external shocks, 1978-1985", en Rosemary Thorp y Laurence Whitehead (comps.), *Latin American Debt and Adjustment Crisis*, Pittsburg, Pensilvania, University of Pittsburgh Press.
- Ruprah, Inder (1991), "¿Declinación o histéresis? El caso mexicano", *El Trimestre Económico*, vol. LVIII(4), núm. 232, octubre-diciembre, pp. 759-768.

- Sims, Christopher A. (1988), "Bayesian skepticism on unit root econometrics", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 463-474.
- y Harold Uhlig (1991), "Understanding unit rooters: a helicopter tour", *Econometría*, vol. 59, núm. 6, noviembre, pp. 1591-1599.
- West, Kenneth D. (1988), "On the interpretation of near random-walk behavior in GNP", *American Economic Review*, vol. 78, núm. 1, marzo, pp. 202-209.
- Whitt, Joseph A. Jr. (1992), "The long-run behavior of the real exchange rate: A reconsideration", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 24, núm. 1, febrero, pp. 72-82.