

INTEGRACIÓN ESTACIONAL Y CAMBIO ESTRUCTURAL EN VARIABLES ECONÓMICAS DE MÉXICO(1980-2005)

Mario Gómez Aguirre*
Plinio Hernández Barriga*

Resumen

En el presente artículo se determina el orden de integración estacional para cuatro variables macroeconómicas de México, con y sin cambio estructural determinado endógenamente. Para ello se aplican los modelos sugeridos por Hylleberg, Engle, Granger y Yoo (1990) y Franses y Vogelsang (1998). Los resultados indican que, con la incorporación de un cambio estructural, las raíces unitarias estacionales detectadas en las variables de estudio se redujeron. En particular, se encontró que las cuatro variables tienen raíz unitaria de frecuencia cero, y que el PIB y el Consumo de Gobierno tienen, además, raíz unitaria estacional de frecuencia trimestral.

Abstract

In this work we determine the seasonal integration order of four macroeconomic variables in Mexico, with and without endogenously determined structural change. The models suggested by Hylleberg, Engle, Granger & Yoo (1990) and Franses & Vogelsang (1998) are applied. Following those models, including structural change, the results show reduced unit roots for the four variables. We find out that the four variables have zero frequency unit roots, while the GDP and government consumption expenditure have, also, quarterly seasonal unit roots.

Palabras clave: cambio estructural, raíz unitaria, raíz unitaria estacional, variables macroeconómicas.

Key words: structural change, unitary root, seasonal unitary root, macroeconomic variables.

JEL: E2, C2

¹ Profesores Investigadores del Instituto de Investigaciones Económicas y Empresariales de la UMSNH.

Introducción

En economía, existen algunos eventos que inducen a pensar que los parámetros de un modelo de regresión pueden modificarse. Ejemplos de ello, son un cambio en la política económica de un gobierno, una fuerte crisis económica, un estancamiento de la productividad, una guerra o la aprobación de una nueva ley de impuestos.

A mediados de los años ochenta, después de cuatro décadas del modelo de sustitución de importaciones y de su evidente agotamiento, México comenzó a implementar reformas estructurales que consisten en: la apertura del mercado a la competencia y a la inversión externa, la privatización de las empresas públicas, desregulación del mercado interno y el Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN), entre otras. Junto a estas reformas también se han dado fuertes devaluaciones y crisis como las de 1985 y 1994-95.

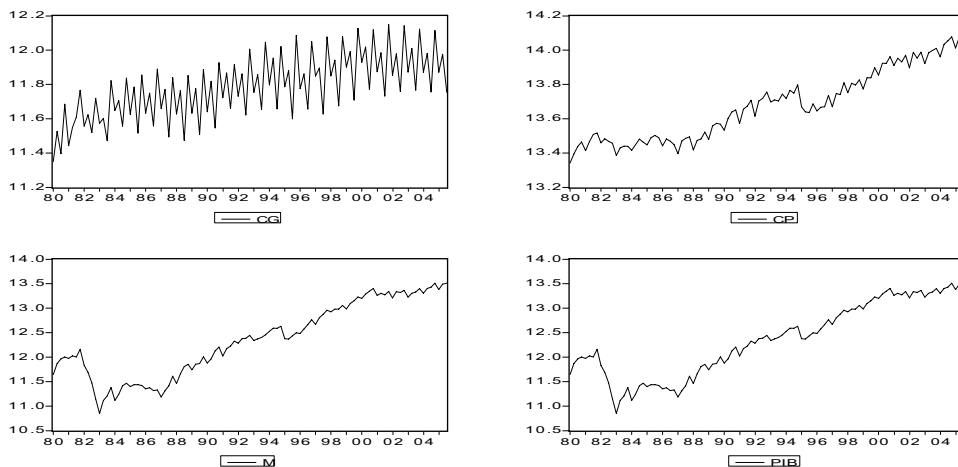
Esta serie de eventos importantes de acuerdo con la literatura econométrica pueden causar cambios estructurales en la función tendencia de las variables macroeconómicas. Saber si existe un cambio estructural en estas variables es importante, en el sentido de que el cambio estructural afecta la inferencia econométrica sobre raíces unitarias, cointegración, integración estacional (para el caso de series de tiempo trimestrales y mensuales) y cualquier modelo econométrico, razón por la cual se deben considerar cambios estructurales, cuando existan, para una mejor especificación de los modelos estadísticos.

Analizando la gráfica 1, se observan cambios estructurales alrededor de 1983, 1987 y 1994 para algunas series² y además un fuerte patrón estacional en todas las series a excepción de las Importaciones (M) que presenta un ligero patrón estacional. La presencia de un patrón estacional en las series puede resultar un problema serio si no se trata adecuadamente, principalmente en el caso donde la estacionalidad no sea constante sobre el tiempo debido a la presencia de tendencias estocásticas en las frecuencias estacionales como se muestra en las series del Producto Interno Bruto (PIB), Consumo Privado (CP) y Consumo de Gobierno (CG) en la gráfica 1.

² Los datos para las cuatro series son trimestrales a precios de 1993 y están expresados en logaritmos naturales.

Gráfica 1

El PIB, Consumo de Gobierno, Consumo Privado y las Importaciones para México (1980:01-2005:03)



Estudios que aborden de manera simultánea estos dos problemas son relativamente pocos, y para el caso de México, prácticamente no se ha hecho este tipo de análisis. Por consiguiente, debido a que gráficamente se observa que existen al menos un cambio estructural y la posible presencia de las raíces unitarias estacionales en al menos dos de las variables de estudio, en esta investigación se pretende abordar ambos problemas con un modelo sugerido por Franses y Vogelsang (1998). En esta investigación se parte de la hipótesis de que ocurrieron eventos importantes a mediados de la década de los ochenta y alrededor de 1994 que afectaron el comportamiento y la integración estacional de las variables macroeconómicas. Por consiguiente, el objetivo que se plantea es determinar endógenamente cuándo ha ocurrido un cambio estructural y encontrar la integración estacional de las variables macroeconómicas de estudio sin y con cambio estructural. Esto en el sentido, de que la no consideración del cambio estructural puede conducir a detectar muchas raíces unitarias estacionales.

De acuerdo con la crítica de Lucas (1976) ampliamente citada, en el contexto de modelos de evaluación de política económica, no es correcto asumir que los

parámetros de los modelos de regresión permanezcan constantes ante regímenes de política. Los agentes económicos toman en cuenta toda la información disponible al momento de tomar sus decisiones, por lo que no se deberían esperar las mismas respuestas marginales a un cambio en un instrumento de política ante regímenes de política distintos.

El artículo se encuentra estructurado de la siguiente manera: en la segunda sección, se hace una revisión de las características de la raíz unitaria, del concepto teórico de cambio estructural, de la literatura de raíz unitaria y cambio estructural, de los modelos de cambio estructural y de los modelos aplicados para el caso de México. En la tercera sección se describe brevemente los modelos sugeridos por Hylleberg, Engle, Granger y Yoo (1990) y Franses y Vogelsang (1998). En la cuarta sección, se hace un análisis de los resultados de los dos modelos, y en la quinta sección se señalan las principales conclusiones.

Marco teórico y empírico

Características de raíz unitaria (frecuencia cero)

En el análisis de series de tiempo es posible encontrar tanto series estacionarias como no estacionarias, y problemas de regresión espuria debido a la presencia de éstas últimas. Esto en el sentido de que la regresión de un paseo aleatorio³ sobre otro puede resultar una relación estadísticamente significativa, aunque ellas sean dos series independientes (Granger y Newbold, 1974). Cuando las series son dependientes en relación a sus tendencias temporales la no estacionariedad puede resolverse introduciendo tendencias determinísticas⁴ en el modelo de regresión.

Una serie estacionaria tiene media y varianza constante, y tiende a regresar a su media cuando se ha desviado de ella. Una serie que tiene una raíz unitaria no tiende a regresar a ningún valor y su varianza depende del tiempo. Siguiendo a Dickey *et al* y Noriega (citado en Suriñach, Artis, Lopez y Sansó, 1995) en una serie

³ En el análisis de series de tiempo se le conoce como un paseo aleatorio a las series que tienen raíz unitaria, el cual, es un ejemplo de la no estacionariedad.

⁴ Se dice que un proceso tiene tendencia determinística cuando su media es función del tiempo.

estacionaria el presente tiene mayor importancia que el pasado y “las medidas no anticipadas de política económica del pasado” no tienen prácticamente ningún efecto en el valor corriente de la serie, si el *shock* es lo suficientemente lejano. En las series con raíz unitaria, cualquier *shock* pasado y presente son importantes, así que las “medidas no anticipadas de política económica del pasado afectan a la evolución presente y futura de la variable”.

Cuando existe una raíz unitaria, las distribuciones utilizadas en la inferencia estándar no son aplicables (como la *t-Student* y *F*), así por ejemplo, los estimadores Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) no tendrán distribuciones asintóticas normales sino distribuciones basadas en procesos de Weiner.

Para evaluar la presencia de raíz unitaria existen varias pruebas formales tradicionales como la Dickey y Fuller (1979) (DF), Dickey y Fuller (1981) (DFA) y la metodología sugerida por Phillips y Perron (1988) (PP). La prueba DF fue propuesta para el caso en que el proceso sea un paseo aleatorio bajo la hipótesis nula y un proceso $AR(1)$ estacionario bajo la alternativa. El problema con esta prueba es que supone que no hay correlación serial de ninguna clase en el término de error (e_t). Para resolver este problema, se amplía la prueba anterior para el caso en que el proceso siga un $AR(p)$ estacionario bajo la hipótesis alternativa, permitiendo con ello una correlación serial en el e_t . Esta generalización se conoce como la prueba DFA. Otra metodología propuesta para corregir la correlación serial $AR(p)$ mayor que 1 es la PP, la cual propone un método no paramétrico.

Sin embargo, una limitación de estas pruebas es que no incorporan cambios estructurales y pueden tender a encontrar demasiadas raíces unitarias por la mala especificación de las pruebas. Más adelante se analizan las pruebas que no tienen esta limitación, pero antes de eso, a continuación se analiza brevemente el concepto teórico de cambio estructural.

Concepto teórico de cambio estructural

A pesar de la extensa literatura sobre cambio estructural, no se ha dado aún una definición exacta sobre este problema. Sin embargo, cambio estructural o inestabilidad estructural ha sido interpretada comúnmente en la literatura como “cambios en los

parámetros de regresión” (Maddala y Kim, 1998). La estabilidad de los parámetros del modelo de regresión es una de las hipótesis básicas en econometría, la cual es necesaria para la predicción y la inferencia econométrica. De acuerdo con Pulido (2001) existen al menos dos motivos para que la hipótesis de estabilidad estructural pueda ser rechazada: a) un cambio de régimen, y b) una mala especificación del modelo. Sin embargo, en esta investigación se supone que se hace una buena especificación del modelo.

Para abordar el cambio estructural, es necesaria la determinación de su existencia y su ubicación temporal en un modelo de regresión. De acuerdo con Hansen (2001) se puede analizar esta cuestión en un modelo dinámico simple, el modelo autorregresivo de primer orden, $AR(1)$:

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + e_t \quad (1)$$

$$\sum e^2 / (n-k) = \sigma^2 \quad (2)$$

Donde se supone que e_t no está correlacionado serialmente. Cuando cualquiera o todos los parámetros del modelo han cambiado en algún periodo de la muestra, se dice que un cambio estructural ha ocurrido. Si el parámetro autorregresivo (ρ) cambia, indica que la variable de estudio, ha cambiado en su correlación serial. Cuando el intercepto (α) cambia, revela que la media de la variable ha tenido un cambio estructural a través de la relación $E(\gamma) = \mu = \alpha / (1 - \rho)$. Y finalmente, los cambios en la varianza (σ^2) son producto de alteraciones en la volatilidad de la variable.

Prueba de raíz unitaria y cambio estructural

Siguiendo a Benerjee, Lazarova y Urga (2003), en las décadas de los sesenta y setenta se pensaba que las series de tiempo de las variables macroeconómicas estaban compuestas de una tendencia y un ciclo, y que los ciclos económicos eran desviaciones de una tendencia secular. De esta manera, se creía que la tendencia era determinística y a menudo lineal, mientras que las posibles desviaciones de ella se consideraban estacionarias, y por consiguiente transitorias.

La cuestión de si las variables macroeconómicas pueden ser caracterizadas por raíces unitarias ha sido el objeto de considerables investigaciones. Nelson y Plosser (1982) en un estudio citado ampliamente, aplicando la metodología Dickey y Fuller (1979,1981) fueron los primeros en señalar que el componente secular no necesita ser modelado por una tendencia determinística, y que debería ser considerada la posible naturaleza estocástica. La tendencia podía ser caracterizada como una caminata aleatoria, es decir, se movería por *shocks* aleatorios y permanecería ahí en el nuevo nivel hasta que fuera perturbado por otro *shock* aleatorio.

Ellos examinaron varias series de tiempo de Estados Unidos y mostraron que la hipótesis nula de una raíz unitaria no pudo ser rechazada para la mayoría de las variables macroeconómicas. Sin embargo, una razón plausible para el no rechazo de la hipótesis nula es la mala especificación de los componentes deterministas incluidos como regresores en la función tendencia.

Rappoport y Reichlin (1989) y Perron (1989) señalaron que la mayoría de los *shocks* sobre las variables económicas pueden ser transitorios y que pocos eventos tienen efectos permanentes. Demostraron que si existe un cambio estructural en el proceso de generación de datos y no es especificado en un modelo econométrico se llega a resultados erróneos.

Perron (1989) desarrolló una prueba de raíz unitaria, la cual extiende el procedimiento estándar de Dickey-Fuller (1981) adicionando variables *dummy* para diferentes interceptos y pendientes, él mostró que permitiendo un sólo cambio en el intercepto después del año 1929 o en la pendiente después del año 1973 de la función tendencia, la mayoría de las variables macroeconómicas son estacionarias tratando el cambio estructural como conocido *a priori*. Perron reexaminó el conjunto de datos de Nelson-Plosser (1982) y fue capaz de rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en 11 de las 14 series.

Sin embargo, los resultados de Perron (1989) también fueron criticados por varios autores, argumentando que las conclusiones de Perron cambiarían si el punto de rompimiento fuera determinado endógenamente. De esta manera, la siguiente literatura reservó parcialmente estas conclusiones de Perron y extendió el problema de cambio estructural a otras áreas como en la cointegración y estacionalidad.

Las pruebas fueron ampliadas posteriormente por Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992), Zivot y Andrews (1992) para el caso de un punto de rompimiento desconocido, el cual debe ser elegido como el que provee mayor evidencia en contra de la hipótesis de raíz unitaria. Estos últimos autores, utilizando los datos de Nelson-Plosser encontraron menos evidencia en contra de la raíz unitaria que la encontrada por Perron (1989).

Perron (1997), extendió el periodo de muestra de estudio y trató el cambio estructural como desconocido, confirmando la mayoría de los rechazos de su trabajo anterior. Asimismo, consideró dos métodos para seleccionar el punto de rompimiento.

Una contribución para el caso de la posibilidad de dos puntos de rompimiento determinados endógenamente es señalado por Lumsdaine y Papell (1997), quienes encuentran más evidencia en contra de la hipótesis nula de raíz unitaria que Zivot y Andrews (1992), pero menos que Perron (1989).

Otro de los estudios para la determinación endógena de tres puntos de rompimiento es la que hace Atkins (2002), quien aplica una metodología secuencial a la tasa de interés y la inflación de Estados Unidos y Canadá.

Finalmente, una de las contribuciones más recientes se realiza en Kapetanios (2005) quien desarrolla pruebas de hipótesis de raíz unitaria en contra de la alternativa de la ocurrencia de un número no especificado de cambios estructurales, los cuales pueden ser más que 2 pero menos que el número máximo permitido en modelos de series de tiempo univariadas.

En suma, hay mucha evidencia para sugerir que la función tendencia de muchas de las series de tiempo macroeconómicas puede ser modelada como determinística con uno o más cambios estructurales. A continuación se analiza la literatura sobre modelos formales para detectar un (o varios) cambio estructural para variables estacionarias y no estacionarias, es decir, ya no son pruebas de raíz unitaria que permiten cambio estructural.

Pruebas de cambio estructural

Dentro de la familia de contrastes basados en la suma cuadrática de errores, se encuentra la tradicional prueba de Chow (citado en Hansen, 2001) que fue

desarrollada para evaluar la hipótesis nula de constancia de los parámetros en contra de la alternativa de un punto de rompimiento conocido *a priori*, y para variables estacionarias. El procedimiento consiste en dividir la muestra en dos subperiodos, estimar los parámetros para cada periodo y aplicar el estadístico F para evaluar la igualdad de los dos conjuntos de parámetros.

Debido a la evidente utilidad de este estadístico, la prueba fue popular por muchos años. Sin embargo, de acuerdo con Pulido (2001) algunas limitaciones de esta prueba son las siguientes; i) Se impone la existencia de una ruptura estructural en un periodo determinado *a priori*; ii) Pierde potencia si el cambio estructural se encuentra en los puntos extremos de la muestra; y finalmente, iii) El contraste es sensible a la existencia de heterocedasticidad, la cual debe ser corregida en caso de su existencia antes de la prueba de cambio estructural.

Una posible solución que surgió fue el uso de estadísticos alternativos que no necesitan el conocimiento *a priori* del cambio estructural como el contraste *CUSUM* y *CUSUM-SQ* propuesto por Brown, Durbin y Evans (1975). Estos *tests* están basados en el uso de los residuos recursivos, los cuales representan la discrepancia entre el valor real de la variable endógena del periodo t con respecto a su predicción óptima, obtenida en función de la información disponible hasta el periodo $t-1$. La ventaja de estos contrastes es que determinan endógenamente el periodo de cambio estructural, sin embargo, de acuerdo con Hansen (1992), el contraste *CUSUM* sólo tiene poder local asintótico para detectar inestabilidad en el intercepto, mientras que el *CUSUM-SQ* tiene poder local asintótico para detectar inestabilidad en la varianza de los residuales y sólo se aplican a series estacionarias.

A los anteriores contrastes se le agregó la prueba de Nyblom (1989), quien considera un *test* para la constancia de los parámetros en contra de la alternativa no estacionaria, aunque éste no revela en qué periodo el cambio estructural ocurre, si es el más poderoso en contra de una variación en los parámetros. Posteriormente, Hansen (1992) mejora este *test* para que la distribución sea invariante a los parámetros molestos⁵ y robusta a la heterocedasticidad. Para más detalles y evidencia empírica sobre estos contrastes ver a Stock y Watson (1996). La ventaja en relación a los

⁵ A los parámetros irrelevantes bajo la hipótesis nula se les suele llamar parámetros molestos, los cuales se introducen en los contrastes para hacerlos consistentes frente a una hipótesis alternativa.

contrates CUSUM es que este *test* es más potente y permite detectar inestabilidad en cada uno de los parámetros del modelo y en el modelo en conjunto, y la desventaja es que éste no dice en que periodo ocurre el cambio estructural y sólo se aplica a series estacionarias.

Otro de los contrastes es el sugerido por Quandt (citado en Maddala y Kim 1998), quien planteó la hipótesis nula de coeficientes constantes en contra de la alternativa donde el cambio estructural ha ocurrido en algún periodo de tiempo desconocido. El procedimiento de Quandt consistía en tomar el estadístico de Chow que tuviera el valor más grande sobre todos los posibles rompimientos. Sin embargo, como el punto de rompimiento es desconocido *a priori*, los valores críticos de la Chi-cuadrada son inapropiados, porque el parámetro de punto de rompimiento sólo aparece bajo la hipótesis alternativa, y no bajo la hipótesis nula, lo que implica que el *test* de igualdad de los coeficientes no tiene la distribución asintótica estándar para grandes muestras.

Este problema fue resuelto a principios de los noventa por Andrews (1993) y Andrews y Ploberger (1994), quienes proveen tablas de valores críticos para evaluar la significancia estadística de los *test* de cambio estructural. Aunque los resultados de estos autores tienen supuestos restrictivos como la no tendencia y raíces unitarias en los regresores. Sin embargo, estos *tests* tienen mejores propiedades de poder que el contraste CUSUM, y en relación al *test* de Hansen (1992) éstos si determinan endógenamente el periodo de cambio estructural.

Posteriormente, basado en los resultados de estos autores, Vogelsang (1997) desarrolla un conjunto de pruebas no restrictivas, que permiten la raíz unitaria, la tendencia polinomial y la correlación serial en los regresores, y tabula sus respectivos valores críticos. Estas pruebas se aplican tanto a datos en niveles (sean estacionarios o no) como en primeras diferencias.

Una aplicación de la metodología de Vogelsang (1997) se da en Ben-David y Papell (1998), quienes utilizaron los datos del PIB de un conjunto de 74 países tanto para desarrollados como en desarrollo, y encontraron evidencia de cambio estructural en el PIB en 54 de los 74 países. Los cambios estructurales de los países industrializados se ubicaron a principio de los años setenta, mientras que para los países en desarrollo fue a principios de los ochenta.

Un cambio estructural en la varianza del PIB de los Estados Unidos es analizado en McConnell y Perez (2000). Encuentran evidencia de una disminución de la volatilidad a principios de 1984, causada por una disminución en la volatilidad de los bienes de producción durables.

Puede existir la posibilidad de más de un rompimiento estructural, un modelo puede estar mal especificado si la presencia de un rompimiento fuera ignorado. Permitir sólo un rompimiento cuando de hecho están presentes múltiples rompimientos puede guiar a falsas conclusiones.

Bai y Perron (1998, 2003) desarrollaron pruebas para múltiples cambios estructurales. Estudian la posibilidad de estimar el número de rompimientos basado en una prueba de constancia de parámetros. Los rompimientos estructurales son agregados al modelo hasta que la hipótesis nula de constancia de los parámetros no sea rechazada.

Hasta aquí, se ha revisado los modelos más relevantes de cambio estructural para variables estacionarias y no estacionarias, sin embargo, muchas variables macroeconómicas tienen un comportamiento estacional que conduce en ocasiones a raíces unitarias estacionales. Por lo que, se procede a analizar algunas pruebas de raíz unitaria estacional.

Pruebas de raíz unitaria estacional y cambio estructural

En años recientes ha habido cierta preferencia hacia los datos de series de tiempo sin desestacionalizar debido a que los filtros de ajuste estacional tradicionales resultan ser inadecuados. Los métodos tradicionales para el ajuste estacional como las variables *dummy*, el filtro X-11 y los filtros del tipo diferencias en x periodos pueden distorsionar las propiedades de los datos cuando existen raíces unitarias estacionales. Cuando las variables son ajustadas estacionalmente por filtros tradicionales pueden afectar de manera significativa el poder de los *tests* de raíz unitaria. Ghysels (1990) mostró que, las pruebas DFA y PP pueden ser desviadas hacia el no rechazo de la raíz unitaria, cuando de hecho no esté presente, esto debido a que los filtros X-11 o diferencias en x periodos introducen persistencia excesiva en la serie, lo que conduce a una reducción del poder de las pruebas.

Así como existen las tendencias determinística y estocástica en los datos, también existe estacionalidad determinística y estocástica. De acuerdo con Harris y Sollis (2003), cuando la estacionalidad es determinística puede ser modelada adecuadamente utilizando variables *dummy* estacionales que permitan alguna variación pero no cambios persistentes en el patrón estacional. Sin embargo, el proceso estacional puede ser no estacionario y puede no ser capturado adecuadamente por variables *dummy* estacionales debido a que el componente estacional cambia a través del tiempo, por lo que debe ser tratado con la diferenciación estacional para alcanzar la estacionariedad. En un proceso estacional con estas características para datos trimestrales existe la posibilidad de que haya 4 raíces unitarias diferentes.

La raíz unitaria estacional significa que las fluctuaciones intraanuales no son constantes sobre el tiempo, es decir, puede ocurrir que las observaciones del primer trimestre (o mes) sean más altas para los primeros años de la muestra, mientras que hacia el final del periodo de muestra puede resultar que las observaciones del tercer trimestre sean las más altas y ya no las del primer trimestre.

Al igual que en el caso del problema de la raíz unitaria en la variables, la presencia de raíz unitaria estacional puede producir regresiones espurias en dos variables independientes integradas en frecuencias estacionales si las variables ficticias estacionales son usadas para eliminar la estacionalidad estocástica (Abeyasinghe, 1994). Asimismo, es importante señalar que las raíces unitarias estacionales tienen propiedades similares a las de la raíz unitaria (frecuencia cero) en el sentido de que los *shocks* duran para siempre y pueden afectar permanentemente el patrón estacional y su varianza es función del tiempo (Hylleberg, Engle, Granger y Yoo, 1990) (HEGY).

Además el no tomar en cuenta la presencia de raíces unitarias estacionales puede provocar estimaciones inconsistentes en la cointegración de la frecuencia cero, ya que cuando las variables tienen raíces unitarias en la frecuencia cero y al menos en una de las frecuencias estacionales, y sólo están cointegradas en la frecuencia cero o en las estacionales, entonces la estimación estática de la relación de cointegración frecuentemente será inconsistente (Engle, Granger y Hallman, 1989).

Para probar la existencia de raíces unitarias estacionales una metodología muy utilizada para un $AR(k)$ es la de HEGY. Sin embargo, Franses y Vogelsang (1998), Harvey, Leybourne y Newbold (2002) y Hassler y Rodrigues (2004) señalan que si existen cambios estructurales que no son incorporados en la metodología

HEGY, pueden ser desviados a encontrar demasiadas raíces estacionales. Franses y Vogelsang sugiere una nueva metodología y encuentran evidencia para datos trimestrales del PIB de un conjunto de países, de que las raíces unitarias estacionales tienden a desaparecer cuando un cambio estructural es permitido.

Otra aplicación de esta metodología se encuentra en Harris y Sollis (2003), quienes hacen una aplicación a los datos trimestrales de la función consumo del Reino Unido para el periodo 1971-1993, y encuentran evidencia de raíces unitarias estacionales en el consumo, en el ingreso personal disponible y en los activos líquidos. En suma, la evidencia empírica señala que si las variables muestran un comportamiento estacional es posible que tengan raíces unitarias estacionales, y que estas últimas se pueden reducir al incorporar algún cambio estructural, si existe. La presencia de raíces unitarias estacionales puede dar origen a problemas de regresión espuria, estimaciones inconsistentes y una reducción de la potencia de las pruebas de raíces unitarias cuando no se utilizan los filtros adecuados para remover la estacionalidad. Para finalizar esta sección, a continuación se analizan los trabajos de cambio estructural hechos para México aplicando algunos de los modelos revisados en esta sección.

Pruebas de cambio estructural para México

Para el caso de México existen pocos trabajos que aplican estos tipos de modelos. Chavarín (1999) aplica la metodología de Perron (1989) a datos trimestrales del PIB y de la tasa de desempleo abierto para el periodo 1987:1-2000:2, y encuentra un cambio estructural en las dos series a finales de 1994.

Uno de los trabajos donde se aplican los contrastes CUSUM, CUSUM-SQ y la prueba de Chow para el caso de México es en Esquivel y Razo (2003). Estos autores modelan la inflación en función de desviaciones en las relaciones de largo plazo en los mercados monetario, laboral y cambiario para datos mensuales (1989-2000). Ellos encuentran un ligero cambio en los parámetros a principios de 1995 pero no es estadísticamente significativo, por lo que concluyen que existe estabilidad en los parámetros del modelo durante este periodo.

El primero de estos estudios mencionados para México no determina endógenamente el periodo de cambio estructural, y los dos trabajos utilizan datos

desestacionalizados que posiblemente distorsionan los resultados al no considerar la posibilidad de raíces unitarias estacionales y, por consiguiente, la cointegración estacional o la eliminación de dichas raíces estacionales con filtros adecuados para que la cointegración en la frecuencia cero sea consistente.

Lo anterior no ocurre en el trabajo de Castillo y Díaz (2002), quienes utilizan la metodología de Zivot y Andrews (1992) para evaluar la existencia de raíz unitaria en una serie que presente cambio estructural. Los datos son anuales del PIB (1900-2001), y encuentran un cambio estructural determinado endógenamente en 1907.

También existen trabajos como el de Dussel (en J. L. Calva (coord.), 2002), donde se aplica un análisis comparativo de tasas de crecimiento promedio anual de las exportaciones antes y después del TLCAN, y señala que existen “cambios estructurales significativos” después del tratado en el “comercio exterior”. Sin embargo, la afirmación anterior no se basa en un modelo formal que permita determinar el periodo en el que ocurrió el cambio estructural endógenamente.

Un estudio de tipo de cambio estructural múltiple es desarrollado en Noriega y Medina (2003), quienes aplican esta prueba a los datos del tipo de cambio real peso/dólar (1925-1994), y encuentran evidencia de que el tipo de cambio ha fluctuado estacionariamente cerca de 70 años, perturbado por un cambio estructural ocurrido en 1981.

En la siguiente sección se describe detalladamente dos de los modelos mencionados anteriormente, los cuales son elegidos en base a las características de los datos que se están analizando como la presencia de cambio estructural y la posible presencia de raíces unitarias estacionales.

Metodología

Datos

Las series que se analizan son el PIB, CG, CP y las M. Los datos para estas series son trimestrales, expresados en logaritmos naturales para el periodo 1980:01 a 2005:03 y fueron tomados de la base de datos del Banco de México. Las series son expresadas a precios constantes de 1993.

El Modelo de HEGY

Para determinar las raíces unitarias no estacionales y estacionales que existen en las variables macroeconómicas con comportamiento estacional que se están analizando, una metodología muy usada es la de HEGY. Esta prueba se basa en el siguiente modelo de regresión auxiliar:

$$\Delta_4 y_t = \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 D_{4t} + \pi_1 Z_1 y_{t-1} + \pi_2 Z_2 y_{t-1} + \pi_3 Z_3 y_{t-2} + \pi_4 Z_3 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta y_{t-i} + \gamma T + u_t \quad (3)$$

donde u_t el termino de error es ruido blanco⁶, es el operador de diferencia estacional para datos trimestrales, que puede ser expresado como

$$(1-L^4) = (1-L)(1+L)(1+L^2) = (1-L)(1+L^2) = (1-L)(1+L)(1-iL)(1+iL)$$

donde $(1-L)$ corresponde a la raíz unitaria estándar (frecuencia cero), $(1+L)$ a la raíz unitaria estacional frecuencia semestral y $(1+iL)$ a las raíces unitarias estacionales (dos raíces conjugadas complejas) en la frecuencia anual. D_{st} son las *dummies* estacionales, T es la tendencia y

$$Z_1 = (1+L+L^2+L^3)$$

$$Z_2 = -(1-L+L^2-L^3)$$

$$Z_3 = -(1-L^2)$$

son variables auxiliares para la aplicación de la prueba, L representa los rezagos de las variables y su potencia indica el número de ellos. La regresión (3) es estimada usando MCO y los *test* estadísticos de interés son t_{n1} , t_{n2} y F_{34} . k es el número de rezagos incluido en el modelo. Para seleccionar el número de rezagos k se siguió el procedimiento sugerido por Ng y Perron (1995). Primero se estima un proceso $AR(k)$ usando el máximo valor sobre k y si el último rezago incluido es significativo, entonces la elección de k es k_{\max} . Si el rezago no es significativo, entonces k se reduce por uno. Este proceso continua hasta que el último rezago llega a ser significativo o $k=0$. Para esta investigación se toma 8 como valor máximo de k y la significancia de los rezagos se evalúa usando el valor critico del 10 por ciento sobre la distribución normal estándar (1.6).

⁶ Un término de error que sigue los supuestos clásicos de: media cero, varianza constante y no autocorrelación, es conocido como ruido blanco.

Siguiendo la metodología sugerida por HEGY se deriva que: Si no se puede rechazar la hipótesis nula $\pi_1=0$, existe raíz unitaria en la frecuencia cero y el filtro para eliminarla es $(1-L)$; de manera similar, si no se puede rechazar la hipótesis nula $\pi_2=0$, la serie contiene una raíz unitaria estacional en la frecuencia semestral y el filtro requerido para eliminarla es $(1+L)$; y finalmente si no se puede rechazar la hipótesis conjunta de $\pi_3=\pi_4=0$, existen raíces unitarias estacionales en la frecuencia anual y el filtro para removerla es $(1+L^2)$. Sin embargo, a pesar de que este modelo permite evaluar simultáneamente la presencia de raíces unitarias estacionales y la no estacional (la tradicional) tiene la desventaja de que no incorpora cambios estructurales en el modelo que pueden afectar el comportamiento de las series. Análisis recientes que incorporan un cambio estructural es realizado por Franses y Vogelsang (1998), Harvey, Leybourne y Newbold (2002) y Hassler y Rodrigues (2004). En esta investigación se aplica la metodología sugerida por los primeros autores en el siguiente apartado.

Modelo de raíz unitaria estacional y cambio estructural

Franses y Vogelsang (1998) señalan que si existen cambios estructurales (se refieren a cambios en la media) y no son incorporados en la metodología HEGY, sus resultados puede ser desviados a encontrar demasiadas raíces estacionales, igual que en el caso de la raíz unitaria tradicional. Utilizando el modelo *Innovative Outlier (IO)*, estos autores plantean lo siguiente:

$$\Delta_4 y_t = \pi_1 Z_1 y_{t-1} + \pi_2 Z_2 y_{t-1} + \pi_3 Z_3 y_{t-2} + \pi_4 Z_4 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \psi_i \Delta_4 y_{t-i} + \sum_{s=1}^4 \theta_s \Delta_4 DU_{st} + \sum_{s=1}^4 \mu_s D_{st} + \sum_{s=1}^4 \eta_s DU_{st} + \alpha t + v_t \quad (4)$$

Asumiendo que hay un cambio estructural que ocurre en un periodo desconocido T_B ($1 < T_B < T$). Donde $DU_{st} = 1$ si $t > T_B$ y 0 de otra forma, para $q=1, \dots, 4$. Al igual que en modelo anterior, los *test* estadísticos de interés son t_{n1} , t_{n2} y F_{34} en la regresión (4). El periodo de cambio estructural es determinado endógenamente (T_B) y hay dos opciones para ello: la primera, es determinarlo en base al valor de t_{n1} , t_{n2} y F_{34} menos favorables a la hipótesis nula de $\pi_1=0$, $\pi_2=0$ o $\pi_3=\pi_4=0$, y la segunda es en base al periodo que maximiza la significancia de las variables *dummy* estacionales

de cambio estructural en la ecuación (4). Para esta investigación se utiliza la primera opción.

Análisis empírico

Los resultados del modelo HEGY se presentan en el cuadro 1. Analizando la prueba de raíz unitaria en la tercera columna, todas las variables tienen raíz unitaria, ya que para ninguna se puede rechazar la hipótesis nula ($\pi_1=0$). Si se observa en la cuarta columna que hace referencia a la prueba de raíz unitaria estacional en la frecuencia semestral, esta raíz está presente en las variables macroeconómicas del PIB, el CG y el CP, esto debido a que no pueden rechazar la hipótesis nula ($\pi_2=0$), mientras que para las M está ausente esta raíz. Finalmente en la última columna, la prueba de raíces unitarias estacionales en la frecuencia anual, sólo se acepta la hipótesis nula ($\pi_3=\pi_4=0$) en el CP, mientras que para las otras tres variables se rechaza esta hipótesis e indica que no están presentes en esta frecuencia.

Cuadro 1

Test de raíz unitaria estacional con la metodología de HEGY

Variable	Rezagos	t_{n1}	t_{n2}	F_{34}
PIB	1	-2.74	-2.55	12.30**
CG	3	-2.94	-2.43	14.73**
CP	5	-3.35	-2.11	2.26
M	0	-3.46	-5.88**	40.50**

Nota: Los valores críticos para tn_1 , tn_2 y F_{34} son -3.53, -2.94 y 6.60 para un nivel de significancia del 5%, y -4.09, -3.60 y 8.79 para un nivel de significancia del 1% respectivamente. Fuente: Tablas 10.1a y 10.1b de Hylleberg *et al.*, (1990, pp. 226-227).

* Se rechaza la hipótesis nula a un nivel de significancia del 5%.

** Se rechaza la hipótesis nula a un nivel de significancia del 1%.

Los resultados de la aplicación del modelo de Franses y Vogelsang (1998) se presentan en el cuadro 2. Si se observa la cuarta columna, ninguna variable rechaza la hipótesis nula ($\pi_j=0$), es decir, todas tienen una raíz unitaria en la frecuencia cero, igual que el modelo anterior.

Por su parte, la raíz unitaria estacional en la frecuencia semestral sólo está presente en el PIB y el CG como lo muestra la quinta columna, donde el CP y las M rechazan la hipótesis nula ($\pi_2=0$). Esto quiere decir, que la remoción de la estacionalidad en el PIB y CG no es adecuada con variables *dummy* o con el filtro X-11, mientras que para el CP y las M si son adecuados. A diferencia del modelo anterior, con la incorporación de un cambio estructural, la serie del CP ahora no presenta raíz unitaria en esta frecuencia.

En la sexta columna, todas las variables rechazan la hipótesis nula ($p_3=p_4=0$), es decir, ninguna tiene raíces unitarias estacionales en la frecuencia anual. Tras la incorporación de un cambio estructural con este modelo, el CP tampoco presenta raíces unitarias en esta frecuencia.

Cuadro 2

Test de raíz unitaria estacional con cambio estructural

Variable	Rezagos	Cambio Estructural	t_{n1}	t_{n2}	F_{34}
PIB	0	1993:3	-1.98	-2.91	75.31*
CG	3	1994:3	-2.39	-2.11	22.73*
CP	0	1993:1	-1.86	-3.78**	58.01*
M	0	1994:4	-3.20	-5.50*	39.63*

Nota: Los valores críticos para tn_1 , tn_2 y F_{34} son -4.08, -3.59 y 10.28 para un nivel de significancia del 5%, y -4.65, -4.22 y 13.26 para un nivel de significancia del 1% respectivamente. Fuente: Harris, R. y R. Sollis (2003), p. 74.

* Se rechaza la hipótesis nula a un nivel de significancia del 5%

** Se rechaza la hipótesis nula a un nivel de significancia del 1%

Finalmente, analizando el cambio estructural en la tercera columna, en todas las variables se detectó cambio estructural entre 1993 y 1994. Esto es, alrededor de este periodo ocurrieron eventos importantes como la entrada en vigor del TLCAN, la crisis económica y financiera de 1994-95 que causaron un cambio estructural que afectó el comportamiento del PIB, el CG, el CP y las M.

Conclusiones

Se ha considerado que durante el periodo de estudio han ocurrido eventos importantes de acuerdo con la literatura econométrica que pueden causar cambios estructurales en la función tendencia de las variables macroeconómicas como el PIB, CP, CG y las M, los cuales deben ser incorporados en la modelación económica.

Si un cambio estructural existe y no es considerado tiene implicaciones importantes en la modelación económica en el sentido de que afecta la inferencia de las pruebas de raíces unitarias, de cointegración, de integración estacional y de cualquier modelo econométrico. Además, en dos de las cuatro variables que se están analizando tienen un fuerte patrón estacional no estacionario, indicando la posible presencia de raíces unitarias estacionales, las cuales deben ser tratadas con filtros adecuados. Asimismo, como en el caso de la raíz unitaria en la frecuencia cero, si no se incorporan cambios estructurales -cuando existen- puede ocasionar que se acepte las hipótesis nulas de las raíces unitarias estacionales, de esta manera, el cambio estructural afecta a la integración estacional.

Los resultados indican que con la incorporación de un cambio estructural, las raíces unitarias estacionales encontradas en el primer modelo (HEGY) se redujeron en el segundo modelo sugerido por Franses y Vogelsang (1998). En particular, se encontró que las cuatro variables tienen raíz unitaria, y que sólo el PIB y el CG tienen raíz unitaria estacional en la frecuencia semestral. Dichos resultados concuerdan con la idea sugerida y la evidencia encontrada en los datos de la función consumo para el Reino Unido en Franses y Vogelsang. Para las dos variables que tuvieron raíz unitaria estacional la eliminación de la estacionalidad con el filtro X-11 o con variables *dummy* estacionales puede ser inadecuada y el filtro sugerido es el $(1+L)$.

El periodo donde se detectan los cambios estructurales es alrededor de 1994, en el cual se dio un entorno de inestabilidad política, la entrada en vigor del TLCAN, la crisis económica y financiera de 1994-95. De esta manera, se acepta la hipótesis de esta investigación, ya que los resultados indican que con la incorporación de un cambio estructural se redujo el número de raíces unitarias estacionales y se detecta alrededor de 1994, periodo en el que ocurrieron eventos económicos importantes para México.

Una limitación de este análisis es que las pruebas aplicadas sólo consideran un cambio estructural (en la media), y de acuerdo con la gráfica de las series, puede existir más de un cambio estructural.

Siguiendo a la literatura econométrica, el que una variable no sea estacionaria implica que las medidas no anticipadas de política económica (*shocks*) producen cambios permanentes en el nivel de la variable. De esta manera, las decisiones de política fiscal y monetaria pueden producir efectos permanentes sobre estas variables. Así como cambios en la política comercial pueden producir efectos permanentes sobre las M y X.

Los resultados de esta investigación son interesantes en el sentido de que se pueden utilizar como insumos para futuras investigaciones. Es decir, para las variables económicas de estudio, se ha determinado si tienen raíces unitarias, raíces unitarias estacionales y la ubicación de los cambios estructurales, asimismo, se han señalado los filtros adecuados para remover las raíces unitarias estacionales. De esta manera, se podría hacer un análisis de cointegración o de vectores autorregresivos, los cuales se pueden realizar permitiendo un cambio estructural.

Referencias

- Abeyasinghe, T. (1994). "Deterministic seasonal models and spurious regressions." *Journal of Econometric*, vol. 61, núm. 2, pp. 259-272.
- Andrews, D. W. K. (1993). "Test for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point." *Econometría*, vol. 61, núm.4, pp. 821-856.
- Andrews, D. W. K. y W. Ploberger (1994). "Optimal Test When a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative." *Econometría*, vol. 62, núm. 6, pp. 1383-414.
- Atkins, Frank (2002), "Multiple Structural Breaks in the Nominal Interest Rate and Inflation in Canada and The United States." The University of Calgary. <http://www.econ.ucalgary.ca/research/research.htm>.
- Bai y Perron (1998). "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Change." *Econometría*, vol. 1, núm. 66, pp. 47-78.
- ____ (2003) "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models." *Journal of Applied Econometrics*, vol. 18, pp.1-22.
- Ben-David, D. y D. H. Papell (1998). "Slowdowns and Meltdowns: Postwar Growth Evidence from 74 Countries." *Review of Economics and statistics*. November, vol. 80, núm. 4, pp. 561-571.
- Benerjee, A., S. Lazarova y G. Urga (2003). "Bootstrapping Secuential Tests for Multiple Structural Breaks." <http://www.cass.city.ac.uk/conferences/esrc2002/BLU1202.pdf>
- Brown, R.L., J. Durbin y J.M. Evans (1975). "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time with Comments." *Journal of the Royal Statistical Society*, Sección B, núm. 37, pp. 149-192.
- Castillo, R. A. y A. Diaz-Bautista (2002). "Testing for Unit Roots Mexico's GDP." *Momento Económico*, Noviembre-Diciembre, núm. 124, pp. 2-10.
- Chavarín, R. (2001). "El Costo del Desempleo Medido en Producto: Una revisión empírica de la ley de Okun para México." *El Trimestre Económico*, núm. 270, abril-julio.
- Chow, G. (1960). "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions." *Econometría*, vol. 28, núm. 3, pp. 591-605.

- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- ___ (1981) "Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Econométrica*, 49, pp. 1057-1072.
- Dussel, Enrique, (2002). "México en la globalización y la apertura comercial", en J. L. Calva (coord.), *La política económica para el desarrollo sostenido con equidad*, UNAM, Tomo II, México.
- Engle, R.F., Granger, C. Y Hallman, J. (1988). "Merging short-and long-run forecasts: An application of seasonal co-integration to monthly electricity sales forecasting." *Journal of Econometric*, vol. 40, pp.45-62.
- Esquivel, G. y R. Razo (2003). "Fuentes de la inflación en México, 1989-2000: Un Análisis Multicausal de Correccion de Errores," *Estudios Económicos*, Julio-Diciembre, vol. 18, núm. 2, pp. 181-226.
- Franses, P-H y T.J. Vogelsang (1998). "On seasonal cycles, unit roots, and mean shift." *Review of Economics and Statistics*, vol. 80, pp. 231-240.
- Ghysels, E. (1990). "Unit Root Test and the Statistics Pitfalls of Seasonal adjustment: The Case of US Postwar Real Gross National Product." *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 8, pp. 145-152.
- Granger, C., y P. Newbold. "Spurious Regressions in Econometrics." *Journal of Econometrics*, 2, 1974.
- Hansen, B. E. (1992). "Testing for Parameter Instability in Linear Models." *Journal of Policy Modeling*, vol. 14, pp. 517-533.
- ___ (2001). "The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity." *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, núm. 4, pp. 117-128.
- Harris, R. y R. Sollis (2003). *Applied Time Series Modelling and Forecasting*. John Wiley y Sons Ltd, The Atrium, Southern Gate, Chichester, West Sussex PO19 8SQ, Inglaterra.
- Harvey, D.I., S.J. Leybourne y P. Newbold (2002). "Seasonal unit root tests with seasonal mean shifts." *Economics Letters*, 76, 295-302.

- Hassler U. y P. Rodrigues (2004). "Seasonal Unit root Tests Under Structural Breaks." *Journal of Time Series Analysis*, vol. 25, núm. 1, pp. 33-53.
- Hylleberg, S., R.F. Engle, C.W.J. Granger y S. Yoo (1990). "Seasonal Integration and Cointegration." *Journal of Econometrics*, 44, pp. 215-238.
- Kapetanios, G., (2005). "Unit-root Testing Against the Alternative Hypothesis of up to m Structural Breaks", vol. 26, num. 1, pp 123-133.
- Lucas, Robert (1976). "Econometric policy evaluation: A critique," *Journal of Monetary Economics*, suppl., pp. 19-46.
- Lumsdaine, R. y D. Papell (1997). "Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis." *The Review of Economics and Statistics*, vol. 79, pp. 212-218.
- Maddala, G. S. y In-Moo Kim (1998). *Unit Root, Cointegration and Structural Change*. Cambridge University Press.
- McConnell, M. y G. Perez-Quiros (2000). "Output Fluctuations in United States: What Has Changed Since the Early 1980s?" *American Economic Review*, vol. 90, núm. 5, pp. 1464-76.
- Nelson y Plosser (1982). "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time series: Some Evidence and Implications." *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, núm. 2, pp. 139-162.
- Noriega, A. y L. Medina (2003). "Quasi Purchasing Power Parity: Structural Change in the real Exchange Rate Mexican peso/US dollar." *Estudios Económicos*, Julio-Diciembre, vol. 18, núm. 2, pp. 227-240.
- Nyblom, J. (1989). "Testing for the Constancy of Parameters Over Time." *Journal of the American Statistical Association*, 84, pp. 223-30.
- Ng, Serena y P. Perron (1995). "Unit Root Tests in ARMA Models with Data Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag." *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, pp. 268-281.
- Perron, P. (1989) "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis." *Econometría*, vol. 57, núm. 6, pp. 1361-1401.
- Perron, P. (1997). "Further Evidence On Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables." *Journal of Econometrics*, vol. 80, núm. 2, pp. 355-85.

- Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988). "Testing for a Unit Roots in a Time Series Regression." *Biometrika*, vol. 10, pp. 335-346.
- Pulido, A. (2001). *Modelos Económicos*. Ediciones Pirámide, México.
- Rappoport, P. y L. Reichlin (1989). "Segmented trends y nonstationary time series." *The Economic Journal*, 99 (Conference), pp. 168-177.
- Stock, J. Y. y M. K. Watson (1996). "Evidence on Structural Instability in Macroeconomic Time Series Relations." *Journal of Business and Economic Statistics*, vol.14, núm. 3, pp. 11-30.
- Suriñach, J., M. Artís, E. López y A. Sansó (1995). *Análisis Económico Regional*. Universidad de Barcelona, Antoni Bosch, España.
- Vogelsang, T. (1997). "Wald-Type Tests for Detecting Breaks in the Trend Function of a Dynamic Time Series." *Econometry Theory*, vol. 13, pp. 818-849.
- Zivot, Eric y Donald Andrews (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis." *Journal of Business and Economic Statistics*, núm. 3, vol. 10, pp. 25-44.

Fuentes: INEGI Y Banco de México.