

**MODELO DE CAMBIO ESTRUCTURAL DE HANSEN:
UNA APLICACIÓN PARA MÉXICO.**

MARIO GÓMEZ AGUIRRE

RUBÉN MOLINA MARTÍNEZ

ININEE, UNIVERSIDAD MICHOACANA DE SAN NICOLÁS DE HIDALGO

ECONOMETRÍA

INVESTIGACIÓN CONCLUIDA

RESUMEN

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), todo ello con el fin de aumentar la eficiencia económica. Junto a estas reformas también se han dado fuertes devaluaciones y crisis como las de la década de los ochenta y la de 1994-95. Los eventos anteriores, pueden inducir a pensar que los parámetros de un modelo de regresión pueden modificarse, por lo que se aplicó el modelo de cambio estructural de Hansen (1992) a seis variables macroeconómicas (Consumo de Gobierno, Consumo Privado, PIB, Importaciones, Inversión y Exportaciones) de México, para identificar si existe (y en qué parámetro) un cambio estructural determinado endógenamente, en el periodo 1980-2005. Asimismo, se aplicó la metodología de Perron (1997) para determinar la existencia de raíz unitaria. Los resultados indican que sólo las Importaciones sufrieron un cambio estructural estadísticamente significativo en su varianza en el segundo trimestre de 1984. Además, todas las variables tienen raíz unitaria, excepto las Importaciones,

1. Introducción

Después de cuatro décadas del modelo de sustitución de importaciones y de su evidente agotamiento, a mediados de los ochenta 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), todo ello con el fin de aumentar la eficiencia económica. Estas reformas también han sido acompañadas por fuertes devaluaciones y crisis como las de la década de los ochenta y la de 1994-95.

Eventos como 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, puede conducir a un cambio en los parámetros de un modelo de regresión. Por lo que dichos cambios estructurales deben de ser incorporados en la modelación económica.

Para el caso de México, se han hecho estudios formales para detectar cambio estructural en el Producto Interno Bruto (PIB) (Noriega y Ramírez, 1999; Castillo y Díaz, 2002) pero no para variables macroeconómicas como el Consumo, la Inversión, las Importaciones y las Exportaciones. En particular, sería interesante saber si durante 1980-2005 ha ocurrido algún evento estadísticamente significativo que haya causado un cambio estructural en estas variables.

La existencia de un cambio estructural (o más) en las variables económicas puede afectar la inferencia sobre raíz unitaria, cointegración, y cualquier modelo econométrico, razón por la cual se deben considerar, cuando existan, para una mejor especificación de los modelos estadísticos.

En esta investigación se parte de la idea de que los eventos ocurridos a mediados de la década de los ochenta y alrededor de 1994 afectaron el comportamiento de las variables macroeconómicas. El objetivo que se plantea es determinar endógenamente si ha habido -y en qué parámetro- cambio estructural en las variables macroeconómicas de estudio.

De acuerdo con crítica de Lucas (1976), 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 (incluye cambios de política) 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.

La investigación se encuentra estructurado de la siguiente manera: en la segunda sección, se hace una revisión de la literatura sobre cambio estructural, resaltando los avances metodológicos y sus aplicaciones empíricas. En la tercera sección se aplican la prueba de raíz unitaria que permite cambio estructural que sugiere Perron (1997). En cuarta sección se realiza la prueba de Hansen (1992), presentándose los principales resultados, y finalmente en la última sección se concluye.

2. Cambio estructural

2.1. 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, $AR(1)$:

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

$$\sum_{t=1}^n e_t^2 / (n - k) = \sigma^2 \quad (2)$$

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 $E(y_t) = \mu = \alpha / (1 - \rho)$. Y finalmente, los cambios en la varianza (σ^2) son producto de alteraciones en la volatilidad de la variable.

2.2. 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

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 heteroscedasticidad, 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 molestos¹ y robusta a la heteroscedasticidad. Para más detalles y evidencia empírica sobre estos contrastes ver a Stock y Watson (1996) y Stock (1994). La ventaja en

¹ 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.

relación a los contrastes 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 ambos sólo se aplican 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 *tests* 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 *test* tienen mejores propiedades de poder que el contraste CUSUM, y en relación el *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 estacionarias 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, es más, 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 (1997a,b), Bai y Perron (1998) desarrollaron pruebas para múltiples cambios estructurales. Estudian la posibilidad de estimar el número de rompimientos basado en una prueba de constancia de parámetros. En estos artículos, los rompimientos estructurales son agregados al modelo hasta que la hipótesis nula de constancia de los parámetros no sea rechazada.

2.3. Pruebas de cambio estructural para México.

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.

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.

Noriega y Ramírez (1999) han desarrollado un caso para cambio estructural múltiple, donde exploran la posibilidad de relacionar el rompimiento estructural al comportamiento de la raíz unitaria, debido a que hay varias formas por las cuales un proceso puede ser no estacionario. Esto es, se deja de agregar rompimientos hasta que la forma de no estacionariedad de la raíz unitaria es rechazada. Estos autores realizan un análisis de cambio estructural econométricamente para datos anuales del PIB real y PIB per-capita de 1921 a 1995, identificando más de un rompimiento para cada variable.

Otro trabajo 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.

3. Aplicación del Modelo de Hansen

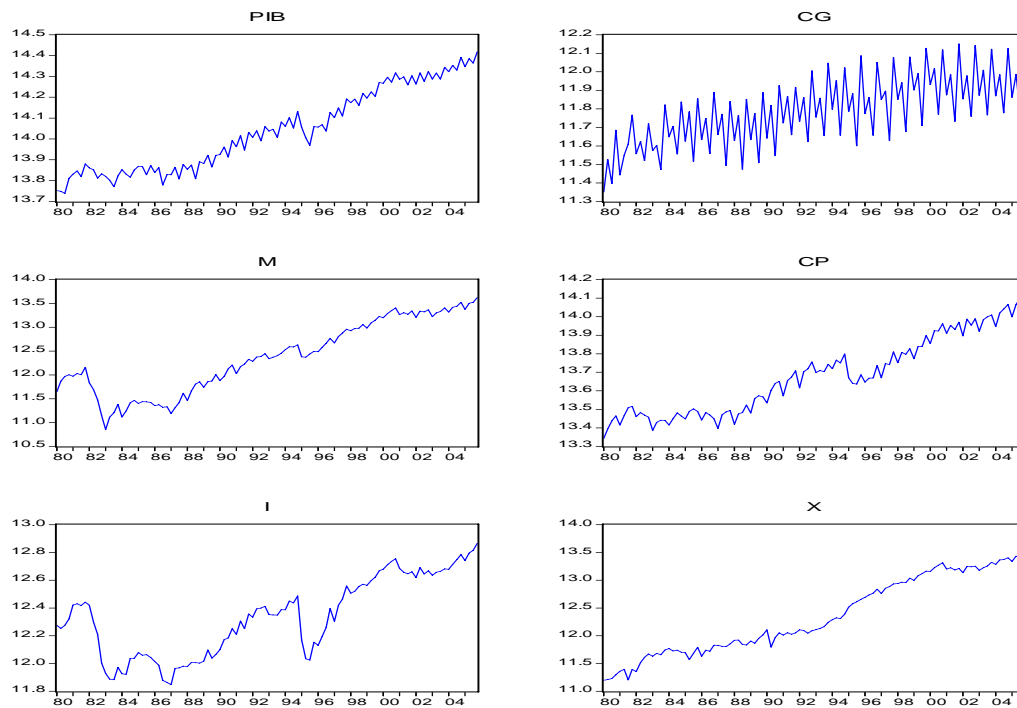
3.1. Datos²

Como se observa, a excepción del PIB no se ha hecho un estudio formal de cambio estructural sobre variables macroeconómicas como el Consumo Privado (CP), Consumo de Gobierno (CG), la Inversión (I), las Importaciones (M) y Exportaciones (X) en México que utilicen los contrastes mencionados anteriormente. De acuerdo con la literatura revisada, existen eventos importantes como el cambio de política económica, las devaluaciones y crisis de la década de los ochenta y la del 1994-95 que pueden causar un cambio estructural en el comportamiento y la modelización de las variables económicas que se están analizando.

Los datos de las variables de estudio son trimestrales, expresados en logaritmos naturales para el periodo 1980:01 a 2005:04, y la fuente fue la base de datos del Banco de México. Un análisis gráfico de las series, refleja cambios estructurales alrededor de 1983, 1987 y 1994 para algunas series (gráfica 1).

² Las variables con comportamiento estacional fueron desestacionalizadas con el filtro X-11 multiplicativo.

Gráfica 1



La ocurrencia de un cambio estructural tiene implicaciones importantes en la inferencia de los modelos econométricos. De tal forma que la modelación económica de las variables debe contemplar estructuras alternativas que permitan la incorporación de estas diferencias o cambios de régimen. Si existen dos o más estructuras diferentes en un modelo econométrico, toda estimación conjunta será sesgada, inconsistente, ineficiente y con errores en la aplicación de las pruebas de significancia estadística.

3.2. Prueba de raíz unitaria que permite cambio estructural

Antes de plantear el modelo que se va a estimar, es importante señalar que para este tipo de prueba existen tres tipos de modelos; el que permite un cambio estructural en el intercepto, en el intercepto y la pendiente, y finalmente en la pendiente; todos los cambios estructurales bajo la hipótesis nula y la alternativa. La determinación del tipo de modelo se hizo tomando en cuenta el comportamiento de las series (tendencia creciente) y la sugerencia de Sen (2003) de que el Modelo Mixto (el que permite cambio estructural en el intercepto y pendiente) es la especificación más apropiada.

Asimismo, estos tres modelos se pueden estimar utilizando dos versiones; el modelo *Additive Outlier (AO)* y el modelo *Innovative Outlier (IO)*. El primero permite cambios en la función tendencia de manera instantánea y el segundo cambios de manera gradual. Sin embargo, de acuerdo con Perron (1989) la versión IO es la más correcta en el sentido de que las variables económicas pueden reaccionar gradualmente a cambios en su función tendencia, razón por la cual se aplica la versión IO.

El Modelo Mixto propuesto por Perron (1997) envuelve regresiones de la siguiente forma,

$$\Delta y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (3)$$

El periodo donde ocurre el cambio en los parámetros de la función tendencia será el periodo de rompimiento (T_B). y_t es la variable macroeconómica a analizar y las variables *dummy* toman los siguientes valores: $DU_t = 1$ si $t > T_B$, 0 de otra forma, $DT_t = t - T_B$ si $t > T_B$, 0 de otra forma, y $D(T_b)_t$ si $t = T_B + 1$, 0 de otra forma. La ecuación (10) es estimada secuencialmente para $T_B = 2, \dots, T - 1$, donde T es el número de observaciones después de descontar las observaciones perdidas por las primeras diferencias y por la incorporación de los rezagos k .

Los parámetros θ y γ miden el cambio en el intercepto y la pendiente, mientras δ permite la posibilidad de un *break* en la constante bajo la hipótesis nula y asegura la apropiada distribución del estadístico t . La hipótesis nula de raíz unitaria, es evaluada en contra de la hipótesis alternativa de un proceso estacionario alrededor de una tendencia con un cambio estructural en la función tendencia que ocurre en un tiempo desconocido. La hipótesis nula de raíz unitaria es rechazada si el estadístico t para α es más grande (en valor absoluto) que su valor crítico.

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 , sugerido por Wooldrige (2001) para series trimestrales, y la

significancia de los rezagos se evalúa usando el valor crítico del 10 por ciento sobre la distribución normal estándar (1.6).

En el cuadro 1 (ver anexo), se muestran los resultados de la prueba de Perron (1997), donde las M son las únicas que rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel del 1.0% de significancia, mientras que en el resto de las variables no se puede rechazar. Revisando los periodos en los que el cambio estructural ocurre, para el PIB y el CP el cambio estructural ocurre en el segundo trimestre de 1985 y tercer trimestre de 1987 respectivamente. Para el CG el cambio estructural ocurre en el primer trimestre de 1984, mientras que las X y las I muestran un cambio estructural común en el tercer trimestre de 1994. Y finalmente las M presentan un cambio estructural en el segundo semestre del 2001.

3.3. La prueba de Hansen.

Uno de los problemas de la prueba de Chow es la arbitrariedad con que se elige el periodo en que el cambio estructural ocurre. Sin embargo, esta dificultad no aplica a la prueba de Nyblom (1989), quien considera el *test* localmente más poderoso en contra de la alternativa de que los parámetros siguen un proceso *martingale*. Este proceso es una especificación más general de la no estabilidad en los parámetros, ya que incorpora tanto un simple cambio estructural como caminata aleatoria de los parámetros.

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 sólo lo detecta, 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 molestos y robusta a la heteroscedasticidad.

En esta investigación se sigue el procedimiento de Hansen (1992), quien sugiere lo siguiente. Escribase el modelo de regresión como:

$$y_t = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + e_t \quad t = 1, \dots, n \quad (4)$$

Donde la variable x_1 es típicamente igual a uno y las variables que tienen un subíndice mayor a uno y hasta k son las variables explicativas del modelo de regresión. Los

residuales de los Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) se expresan de la siguiente manera:

$$e_t = y_t - \beta_1 x_{1t} - \beta_2 x_{2t} - \dots - \beta_k x_{kt} \quad t = 1, \dots, n \quad (5)$$

Y el ajuste de MCO da las siguientes condiciones de primer orden:

$$\sum_{t=1}^n x_{it} e_t = 0 \quad i = 1, \dots, k \quad (6)$$

y

$$\sum_{t=1}^n (e_t^2 - \hat{\sigma}^2) = 0 \quad (7)$$

La estimación de la varianza residual viene dada por $\hat{\sigma}^2 = \sum_{t=1}^n e_t^2 / n$. Si se define:

$$f_{it} = \begin{cases} x_{it} e_t & i = 1, \dots, k \\ e_t^2 - \hat{\sigma}^2 & i = k + 1 \end{cases}$$

Combinando las ecuaciones 6 y 7:

$$\sum_{t=1}^n f_{it} = 0 \quad i = 1, \dots, k + 1 \quad (8)$$

El *test* estadístico de Hansen se basa en la suma acumulativa de las condiciones de primer orden, dada por:

$$S_{it} = \sum_{j=1}^t f_{ij} \quad (9)$$

Lo interesante de este procedimiento es que permite desarrollar *tests* para la estabilidad de cada parámetro individual y para el conjunto de todos los parámetros del modelo.

Los *tests* estadísticos individuales se definen de la siguiente manera:

$$L_i = \frac{1}{nV_i} \sum_{t=1}^n S_{it}^2 \quad i = 1, \dots, k+1 \quad (10)$$

Donde

$$V_i = \sum_{t=1}^n f_{it}^2 \quad (11)$$

Para el *test* de estabilidad en conjunto, se considera que $f_{1t} = [f_{1t} \dots f_{k+1t}]$ y $s_t = [S_{1t} \dots S_{k+1t}]$. El *test* de estabilidad en conjunto es entonces:

$$L_c = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n s_t' V^{-1} s_t$$

Donde:

$$V = \sum_{t=1}^n f_t f_t'$$

De acuerdo con los resultados de la aplicación de la metodología de Perron (1997) a las variables de estudio en la sección anterior, y asumiendo que las variables macroeconómicas utilizadas a lo sumo contienen una raíz unitaria, el crecimiento de las variables será estacionario. Por lo tanto, la aplicación de este *test* se hace a las tasas de crecimiento de las seis variables, donde el número de rezagos para cada variable fue el mismo que se utilizó en la sección anterior. La hipótesis nula es que existe estabilidad en los parámetros y la alternativa es que son inestables. La teoría distribucional para este *test* es no estándar y los valores críticos asintóticos están disponibles en Hansen (1992). La hipótesis nula es rechazada si el valor del estadístico excede al valor crítico a un nivel de significancia del 5 por ciento.

Los resultados para el CP, CG, PIB, I y X revelan que durante el periodo de estudio existe estabilidad en cada uno de los parámetros y para el modelo en su conjunto de estas cinco variables, de acuerdo con los resultados reflejados en los cuadros 2, 3, 4, 5 y 6 (ver anexo), ya que se acepta la hipótesis nula de estabilidad.

Por su parte, las M si mostraron inestabilidad en la varianza y en el modelo en conjunto (cuadro 7, ver anexo). Sin embargo, una de las limitaciones de esta prueba es que no dice cuando ocurrió cambio estructural si se detecta inestabilidad en los parámetros de algún modelo.

Para encontrar el periodo de cambio estructural y evaluar su significancia estadística se siguió un procedimiento sugerido por McConnell y Perez (2000). Se continúa con el modelo $AR(7)$ y se aplica al crecimiento de las M para evaluar el cambio estructural en la varianza residual:

$$\Delta y_t = \mu + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \beta_3 \Delta y_{t-3} + \beta_4 \Delta y_{t-4} + \beta_5 \Delta y_{t-5} + \beta_6 \Delta y_{t-6} + \beta_7 \Delta y_{t-7} + e_{1t} \quad (12)$$

Si los errores (e_t) están distribuidos normalmente, $\sqrt{\pi/2}|\hat{\varepsilon}|$ es un estimador insesgado de la desviación estándar de e_t . Entonces el cambio estructural se busca en la siguiente especificación:

$$\sqrt{\pi/2}|\hat{\varepsilon}| = \alpha + \mu_t \quad (13)$$

Donde α es el estimador de la desviación estándar. Como la inestabilidad en la varianza de las M implica la existencia de heteroscedasticidad en los residuales del modelo de esta variable, para determinar el periodo del cambio estructural se utiliza el Método Generalizado de Momentos (MGM), el cual es robusto a la heteroscedasticidad y la autocorrelación. Por lo que, se estima el siguiente sistema:

$$\Delta y_t = \mu + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \beta_3 \Delta y_{t-3} + \beta_4 \Delta y_{t-4} + \beta_5 \Delta y_{t-5} + \beta_6 \Delta y_{t-6} + \beta_7 \Delta y_{t-7} + e_{1t} \quad (14)$$

$$\sqrt{\pi/2}|\hat{\varepsilon}| = \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \mu_t \quad (15)$$

Donde las variables *dummy* toman los siguientes valores: $D_{1t} = 1$ si $t > T$, 0 de otra forma, y $D_{2t} = 0$ si $t > T$, 1 de otra forma. T es el punto de rompimiento, mientras que α_1 y α_2 son los estimadores de la desviación estándar y los instrumentos para cada periodo t son la constante, D_{1t} , D_{2t} , Δy_{t-1} , Δy_{t-2} , Δy_{t-3} , Δy_{t-4} , Δy_{t-5} , Δy_{t-6} , Δy_{t-7} .

Debido a que se está tratando el cambio estructural como desconocido y, por consiguiente, T sólo aparece bajo la hipótesis alternativa pero no bajo la hipótesis nula, implica que los *tests* de Wald (W), Multiplicador de Lagrange (ML) y Razón de Verosimilitud (RV) para la igualdad de los coeficientes no poseen las propiedades asintóticas estándar de muestras grandes. Para solucionar este problema Andrews (1993) y Andrews y Ploberger (1994) desarrollaron *tests* para tales casos y proveen los

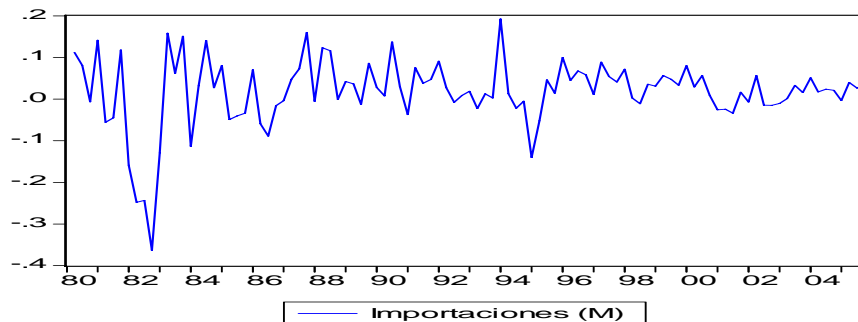
valores críticos asintóticos. En esta investigación se utiliza el *test SuperWald* de Andrews (1993), y se excluyen el 10% de las observaciones al inicio y al final de la muestra ($0.10T_1 < T < 0.90T_2$).

$$SupW = \sup_{T_1 < T < T_2} W_n(T)$$

El cambio estructural se encuentra en el T que maximiza $W_n(T)$. Se prueba la hipótesis nula de que los parámetros son constantes en contra de la alternativa de la existencia de un cambio estructural. La Hipótesis nula se rechaza si el valor del *test* estadístico excede a su respectivo valor crítico.

Los resultados del *test* se presentan en el Cuadro 8 (ver anexo), donde la hipótesis nula se rechaza a favor de la alternativa a un nivel de significancia estadística del 1%, es decir, hay un cambio estructural en la varianza de las M que ocurrió en el segundo trimestre de 1984. Como se observa en la gráfica 2, este cambio estructural obedece claramente a una reducción a la volatilidad de las M.

Gráfica 2
Crecimiento de las M



Para resumir, se puede decir que con esta prueba se encontró un cambio estructural en las M, mientras que para el resto de las variables no mostraron ningún cambio estructural estadísticamente significativo, es decir, hubo estabilidad en todos los parámetros de los modelos de regresión.

4. Conclusiones

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), todo ello con el fin de aumentar la eficiencia económica. Junto a estas reformas también se han dado fuertes devaluaciones y crisis como las de década de los ochenta y la del 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 como el PIB, CP, CG, I, X y M, los cuales deben ser incorporados en la modelación económica.

Los resultados de la aplicación de la metodología de Perron (1997) indican que las M son estacionarias a un nivel de significancia del 1%, mientras que las otras cinco variables tienen raíz unitaria. De acuerdo con la literatura econométrica, el que una variable no sea estacionaria implica que las medidas no anticipadas de política económica 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 X.

Por su parte, la aplicación del modelo de Hansen (1992) también mostró que sólo las M tuvieron un cambio estructural durante el periodo de estudio. Específicamente, la varianza de las M durante el segundo trimestre de 1984 refleja una reducción de la variabilidad de las importaciones en México. De acuerdo a Villarreal (1988), este fenómeno podría explicarse como resultado de una reactivación económica moderada inducida por la autoridad a partir de una política de crecimiento económico a través de la expansión del gasto público y una desaceleración del tipo de cambio. Sin embargo, a mediados de 1985 se observa nuevamente la fragilidad que había caracterizado la economía mexicana. Aunado al aumento del déficit público por encima

de lo previsto, se volvieron a tener presiones alcistas de la inflación³, disminución de las reservas internacionales y por consecuencia el deterioro de la cuenta corriente. También es importante señalar que esta mayor estabilidad del crecimiento de las importaciones se da junto con la mayor apertura comercial de la economía mexicana a partir de la entrada México al GATT.

De acuerdo al análisis anterior, se puede decir que sólo se aceptó la hipótesis de cambio estructural en las M. 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, la ubicación y en qué parámetro ocurrieron cambios estructurales. De esta manera, se podría hacer un análisis de cointegración o vectores autorregresivos, los cuales se pueden realizar permitiendo un cambio estructural.

Bibliografía

Andrews, D. W. K. (1993). "Test for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point." *Econometrica*, 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." *Econometrica*, 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, Jushan, Robin Lumsdaine y James Stock, (1992). "Testing for and Dating Common Breaks in Multivariate Time Series", *Review of Economic Studies*, vol. 65, pp. 395-432.

Bai, J. (1997a). "Estimating Multiple Breaks One at a Time." *Econometric Theory*, vol. 3, núm. 13 pp. 315-352.

___ (1997b). "Estimation of a Change Point in Multiple Regression Models." *The Review of Economics and Statistics*, vol. 79, núm. 4, pp. 551-563.

Bai y Perron (1998). "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Change." *Econometrica*, 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.

³ Esto dio como resultado una disminución de la competitividad de las exportaciones debido a una reducción de la subvaluación del tipo de cambio.

Benerjee, A., S. Lazarova y G. Urga (2003). "Bootstrapping Sequential Tests for Multiple Structural Breaks."

<http://www.cass.city.ac.uk/conferences/esrc2002/BLU1202.pdf>

Ben-David, D. y D. H. Papell (1997). "International Trade and Structural Change." Working Papers 6096, NBER, 1050 Massachusetts Avenue Cambridge, MA 02138.

___ (1998). "Slowdowns and Meltdowns: Postwar Growth Evidence from 74 Countries." *Review of Economics and statistics*. November, vol. 80, núm. 4, pp. 561-571.

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.

Chritiano, L. (1992). "Searching for a break in GNP", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol.10, núm. 3, pp. 237-50.

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." *Econometría*, 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.

Esquivel, G. y R. Razo (2003). "Fuentes de la inflación en México, 1989-2000: Un Análisis Multicausal de Corrección de Errores," *Estudios Económicos*, Julio-Diciembre, vol. 18, núm. 2, pp. 181-226.

Greene, W. (1999). *Análisis Econométrico*. Prentice-Hall, tercera edición, España.

Hansen, B. E. (1991). "A Comparison of Tests for Parameter Instability: An Examination of Asymptotic Local Power." *Journal of Policy Modeling*, vol. 14, pp. 517-533. <http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/papers/old.htm>

Hansen, B. E. (1991). "A Comparison of Tests for Parameter Instability: An Examination of Asymptotic Local Power." *Journal of Policy Modeling*, vol. 14, pp. 517-533. <http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/papers/old.htm>

____ (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.

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.

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.

Noriega, A. y A. Ramírez (1999). "Unit Roots and Multiple Structural Breaks in Real Output: How Long Does an Economy Remain Stationary?" *Estudios Económicos*, vol.14, núm. 2, pp. 163-188.

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.

Perron, P. (1989) "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis." *Econometrica*, 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.

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.

Sen, A. (2003). "On unit-root test when the alternative is a trend-break stationary process." *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 21, pp. 11-30.

Stock, J.H. (1994). "Unit Roots, Structural Breaks and Trends." *Handbook of Econometrics*, vol. IV, Elsevier, Amsterdam, pp. 2740-2841.

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.

Villarreal, R. (1988). *Industrialización, Deuda y Desequilibrio Externo en México. Un enfoque Neoestructuralista (1929-1989)*. Fondo de Cultura económica.

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.

Wooldridge, J. (2001). *Introducción a la Econometría*. Pirámide, México.

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.

ANEXO

Cuadro 1
Prueba de raíz unitaria

Variables	Trimestre del rompimiento	t – estadístico Dickey-Fuller	k	Nivel de Significancia
PIB	1985:02	-3.96	5	1
Consumo Privado	1987:03	-3.07	7	
Consumo de Gobierno	1984:01	-3.40	6	
Inversión	1994:03	-6.12	8	
Importaciones	2001:02	-4.61	8	
Exportaciones	1994:03	-3.55	2	

Nota: Los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 2.5%, 5% y 10% del t -estadístico Dickey-Fuller son 5.86, 5.49, 5.19 y 4.88 respectivamente. Fuente: Perron (1997), p. 363.

Cuadro 2**El test L para la estabilidad del crecimiento del CP, 1980:1-2005:04**

Modelo: $\Delta y_t = \mu + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \beta_3 \Delta y_{t-3} + \beta_4 \Delta y_{t-4} + \beta_5 \Delta y_{t-5} + \varepsilon_t$				
	Estimación	Valor P	Lc	Valor Crítico
σ^2	0.00034		0.157	0.470
μ	0.00409	(0.092)	0.138	0.470
β_1	0.16269	(0.139)	0.039	0.470
β_2	0.20602	(0.064)	0.137	0.470
β_3	-0.16448	(0.141)	0.183	0.470
β_4	-0.13457	(0.239)	0.099	0.470
β_5	0.21212	(0.063)	0.074	0.470
Para todo el modelo Lc			1.164	1.90

Nota: Para calcular el test L de Nyblom se utilizó la metodología de Hansen (1992). Δy_t es el crecimiento de la variable de estudio. Lc es el test estadístico de estabilidad en cada uno de los parámetros individualmente y en todos los parámetros del modelo global. Los valores críticos son para un nivel de significancia del 5% y fueron tomados de Hansen (1992), p. 524. El procedimiento anterior se hizo para todas las variables que se analizan en esta investigación.

Cuadro 3**El test L para la estabilidad del crecimiento del CG, 1980:1-2005:04**

Modelo: $\Delta y_t = \mu + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \varepsilon_t$				
	Estimación	Valor P	Lc	Valor Crítico
σ^2	0.0013		0.346	0.470
μ	0.0086	(0.033)	0.131	0.470
β_1	-0.5202	(0.000)	0.039	0.470
β_2	-0.2276	(0.028)	0.104	0.470
Para todo el modelo Lc			0.746	1.240

Cuadro 4**El test L para la estabilidad del crecimiento del PIB real, 1980:1-2005:04**

Modelo: $\Delta y_t = \mu + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \beta_3 \Delta y_{t-3} + \beta_4 \Delta y_{t-4} + \varepsilon_t$				
	Estimación	Valor P	Lc	Valor Crítico
σ^2	0.0002		0.113	0.470
μ	0.0051	(0.010)	0.175	0.470
β_1	0.0835	(0.435)	0.063	0.470
β_2	0.2787	(0.010)	0.233	0.470
β_3	-0.1257	(0.240)	0.057	0.470
β_4	-0.1960	(0.074)	0.042	0.470
Para todo el modelo Lc			0.742	1.68

Cuadro 5**El test L para la estabilidad del crecimiento de la I, 1980:1-2005:04**

Modelo: $\Delta y_t = \mu + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \beta_3 \Delta y_{t-3} + \beta_4 \Delta y_{t-4} + \beta_5 \Delta y_{t-5} + \beta_6 \Delta y_{t-6} + \beta_7 \Delta y_{t-7} + \beta_8 \Delta y_{t-8} + \epsilon_t$				
	Estimación	Valor P	Lc	Valor Crítico
σ^2	0.009		0.107	0.470
μ	0.002	(0.756)	0.203	0.470
β_1	0.179	(0.120)	0.137	0.470
β_2	0.191	(0.099)	0.139	0.470
β_3	-0.178	(0.129)	0.135	0.470
β_4	0.182	(0.123)	0.252	0.470
β_5	-0.150	(0.200)	0.072	0.470
β_6	-0.130	(0.261)	0.109	0.470
β_7	-0.097	(0.402)	0.404	0.470
β_8	0.185	(0.106)	0.193	0.470
Para todo el modelo Lc			1.548	2.540

Cuadro 6**El test L para la estabilidad del crecimiento de las X, 1980:1-2005:04**

Modelo: $\Delta y_t = \mu + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \epsilon_t$				
	Estimación	Valor P	Lc	Valor Crítico
σ^2	0.005		0.254	0.470
μ	0.029	(0.0002)	0.086	0.470
β_1	-0.365	(0.0004)	0.041	0.470
Para todo el modelo Lc			0.465	1.010

Cuadro 7**El test L para la estabilidad del crecimiento de las M, 1980:1-2005:04**

Modelo: $\Delta y_t = \mu + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \beta_3 \Delta y_{t-3} + \beta_4 \Delta y_{t-4} + \beta_5 \Delta y_{t-5} + \beta_6 \Delta y_{t-6} + \beta_7 \Delta y_{t-7} + \epsilon_t$				
	Estimación	Valor P	Lc	Valor Crítico
σ^2	0.005		1.633	0.470
μ	0.010	(0.257)	0.390	0.470
β_1	0.474	(0.000)	0.083	0.470
β_2	0.071	(0.562)	0.014	0.470
β_3	0.008	(0.950)	0.061	0.470
β_4	-0.322	(0.004)	0.042	0.470
β_5	0.193	(0.095)	0.020	0.470
β_6	0.084	(0.471)	0.041	0.470
β_7	-0.209	(0.453)	0.195	0.470
Para todo el modelo Lc			2.430	2.320

Cuadro 8

Modelo: $\Delta y_t = \mu + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \beta_3 \Delta y_{t-3} + \beta_4 \Delta y_{t-4} + \beta_5 \Delta y_{t-5} + \beta_6 \Delta y_{t-6} + \beta_7 \Delta y_{t-7} + e_{tt}$ $e_t \sim N(0, \sigma_t^2)$, donde $\sigma_t^2 = \sigma_1^2$ si $t \leq T$ y $\sigma_t^2 = \sigma_2^2$ si $t > T$			
Hipótesis nula	<i>SupW</i>	Valor Crítico (1%)	Periodo
$\sigma^2_1 = \sigma^2_2$	34.99	32.95	1984:02

Nota: el valor crítico se tomó de Andrews (1993), 10 parámetros y 10% de trimming⁴, p.840.

⁴ *Trimming* se refiere al porcentaje observaciones que son excluidas al inicio y al final de la muestra para la existencia de un posible cambio estructural.