

La Dinámica del Consumo Privado en México. Un Análisis de Cointegración con Cambios de Régimen

Jesús R. González García *

Dirección de Estudios Económicos,
Banco de México,
Av. 5 de Mayo 18, piso 4,
06059, México, D.F.
e-mail: jrgonzga@banxico.org.mx

Septiembre, 2002

Resumen

En este trabajo se utilizan pruebas de estabilidad para vectores de cointegración y modelos de cointegración que permiten cambios de régimen para analizar la dinámica del consumo privado en México durante las últimas dos décadas. El resultado principal consiste en demostrar que la introducción del programa de estabilización y reforma económica a finales de 1987 produjo un cambio considerable en la elasticidad ingreso del consumo privado. Antes de que dicho programa fuera adoptado, la relación de cointegración entre el consumo y el ingreso per cápita estuvo caracterizada por una elasticidad ingreso unitaria, lo cual es común encontrar en la literatura. Sin embargo, el programa mencionado indujo un cambio de régimen que llevó a un aumento importante de dicha elasticidad. Así, durante los años de auge del consumo (1989-1994), la elasticidad ingreso del consumo aumentó en alrededor de 28 por ciento. Después del período de auge, la elasticidad unitaria se restableció cuando se inició la crisis financiera a principios de 1995. En años recientes no se ha observado un auge en el consumo privado en México.

* Investigador de la Dirección de Estudios Económicos del Banco de México. Las opiniones vertidas en este documento son exclusivamente del autor y no representan necesariamente las del Banco de México. El autor agradece la asistencia de investigación de Francisco Rivadeneyra.

1. Introducción

Una de las consecuencias más importantes del programa de estabilización y reforma económica introducido en México en diciembre de 1987 y que se abandonó en diciembre de 1994 fue la disminución del ahorro interno y el crecimiento del ahorro externo como proporción del Producto Interno Bruto (PIB).¹ El ahorro interno como proporción del PIB se redujo de 21.3 por ciento en 1988 a 14.7 por ciento en 1994, mientras que el ahorro externo creció de 1.3 por ciento en 1988 a 7.1 por ciento en 1994. Posteriormente, después de la detonación de la crisis financiera a finales de 1994 y de un breve período de recuperación, el ahorro interno ha regresado a niveles similares a los observados antes de 1988. En este documento se estudia el cambio en el consumo privado que dio lugar a dicha reducción del ahorro interno. Para ello, se aplican métodos estadísticos que permiten identificar y evaluar la modificación ocurrida en la relación de largo plazo entre el consumo privado y el ingreso. Específicamente, los modelos utilizados permiten evaluar cambios a través del tiempo en los parámetros de su relación de cointegración.

El resultado principal consiste en demostrar que la introducción del programa de estabilización y reforma económica produjo una alteración temporal del comportamiento de los agentes respecto a su consumo, y, por tanto, en la relación de largo plazo entre el consumo y el ingreso. Antes de la introducción de dicho programa, la relación de largo plazo estuvo caracterizada por una elasticidad ingreso unitaria, un resultado frecuente en la literatura empírica y que tiene un sólido fundamento teórico. Sin embargo, después de 1988 se produjo una modificación considerable en el vector de cointegración. Durante el período de auge, el consumo per cápita creció 28 por ciento más rápido que el ingreso per cápita. Más tarde, cuando se abandonó el programa de estabilización en diciembre de 1994, se restableció la elasticidad unitaria del consumo. Este trabajo también contribuye a enriquecer la discusión sobre la dinámica que ha tenido el consumo privado en años recientes. A este respecto, los

resultados obtenidos señalan que en los últimos años la economía mexicana no ha entrado en un auge de consumo como lo hizo en el período 1989-94.

El resto del documento está organizado como sigue. En la sección 2 se revisa brevemente la proposición de una relación de cointegración entre consumo e ingreso desde el punto de vista teórico, al igual que los principales resultados al respecto en la literatura empírica. En esta sección también se argumenta cómo puede explicarse un cambio temporal en la relación de largo plazo entre el consumo y el ingreso desde diferentes perspectivas teóricas. La segunda parte de la sección 2 se dedica al análisis de cointegración. Después de revisar las características de las series utilizadas, se analiza la estabilidad de la relación de cointegración entre el consumo y el ingreso per cápita a través del tiempo. Asimismo, se estiman relaciones de cointegración que hacen posibles modificaciones en los parámetros a lo largo de los años y se prueba la hipótesis de cointegración con cambios de régimen. En la sección 3 se presentan las conclusiones.

2. Cointegración entre Consumo e Ingreso y Cambios de Régimen

La proposición de una relación de cointegración entre el consumo y el ingreso se desprende de la hipótesis del ingreso permanente. De acuerdo con ésta hipótesis, el agente representativo maximiza una función de utilidad cóncava que depende del nivel de consumo y descuenta la utilidad futura con una tasa de preferencia intertemporal $\delta > 0$, como en la ecuación (2.1). La acumulación de activos está determinada por la restricción presupuestaria de cada período expresada en la ecuación (2.3), donde r es la tasa de interés real, la cual se supone constante, A_{k+1} es el saldo de los activos al final del período k , $Y_k^d (=rA_k + Y_k)$ representa el ingreso disponible e Y_k el ingreso por trabajo, ambos en el período k .

¹ Véase Buirá (1994) y Banco de México (1995).

$$U_t = \sum_{k=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\delta} \right)^{k-t} U_k(C_k), \quad (2.1)$$

$$C_k \geq 0; U_c > 0; U_{cc} < 0; \lim_{c \rightarrow 0} U_c = \infty; \lim_{c \rightarrow \infty} U_c = 0, \quad (2.2)$$

$$A_{k+1} = Y_k^d + A_k - C_k = (1+r)A_k + Y_k - C_k. \quad (2.3)$$

A partir de la restricción presupuestaria de cada período se obtiene la restricción presupuestaria intertemporal, ecuación (2.4), en la cual la condición de no juegos Ponzi de la expresión (2.5) se impone igualada a cero, dado que la función de utilidad es cóncava.

$$\sum_{k=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{k-t} C_k = (1+r)A_t + \sum_{k=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{k-t} Y_k, \quad (2.4)$$

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{k-t} A_k \geq 0, \quad (2.5)$$

Suponiendo que la tasa de preferencia temporal es igual a la tasa de interés real, el nivel del consumo resulta constante en cada período. Sustituyendo este resultado en la ecuación (2.5) se obtiene que el consumo, C_t , es una proporción constante de la riqueza total descontada del individuo, tal como se ilustra en la ecuación (2.6). Finalmente, restando el ingreso disponible de ambos lados de ésta última ecuación y reordenando los términos, se obtiene la ecuación (2.8).

$$C_t = \left(\frac{r}{1+r} \right) \left[(1+r)A_t + \sum_{k=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{k-t} Y_k \right]. \quad (2.6)$$

$$C_t - Y_t^d = -Y_t - rA_t + \left(\frac{r}{1+r} \right) \left[(1+r)A_t + \sum_{k=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{k-t} Y_k \right], \quad (2.7)$$

$$C_t - Y_t^d = \left(\frac{r}{1+r} \right) \sum_{k=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{k-t} \sum_{j=t+1}^k \Delta Y_j. \quad (2.8)$$

El ingreso por trabajo, Y_k , se supone una caminata al azar y su primera diferencia, $Y_j - Y_{j-1} = \Delta Y_j = \varepsilon_j$, una serie estacionaria (con media y varianza constantes a través del

tiempo). En consecuencia, los factores en el lado derecho de la ecuación (2.8) son los siguientes: una constante, una suma de términos que converge a $1/r$ y sumas de términos estacionarios. Es decir, la diferencia entre las series de consumo e ingreso es una serie estacionaria. Por tanto, las series de consumo e ingreso están cointegradas,² siendo el vector de cointegración $(1 - 1)'$.

La existencia de una relación de cointegración entre el consumo y el ingreso ha sido probada extensivamente en la literatura, así como la existencia del vector de cointegración con elasticidad ingreso unitaria (véanse, por ejemplo, los trabajos de King *et al.* (1991), luego revisado por Han y Ogaki (1997), y Villagomez (1994)). Aun más, el vector de cointegración con elasticidad unitaria se supone comúnmente, como en cualquier modelo de corrección de error que contenga el cociente de consumo a ingreso rezagado (véanse los trabajos de Davidson *et al.* (1978) y algunos de los trabajos revisados por Church *et al.* (1995)). De hecho, son los casos de ausencia de cointegración entre consumo e ingreso los que llaman la atención en la literatura, como en Hall *et al.* (1997a), Cooley y Ogaki (1996), Fuchun (1995) y Engle *et al.* (1993).

La inestabilidad de la relación de largo plazo debido a cambios estructurales es considerada la principal causa de que no se encuentre una relación de cointegración cuando la teoría señala su existencia. Aunque el estudio de estos casos ha recibido considerable atención en la literatura reciente, aún no existe un marco teórico para la distribución de los parámetros involucrados que haga confiable la inferencia estadística. Por tanto, tampoco existe un enfoque generalmente aceptado para tratar el problema de vectores de cointegración que son

² Nótese que el resultado de un nivel de consumo constante $C_t = C_{t-1}$ en la versión determinística del modelo resulta compatible con el hecho de que la serie de consumo sea integrada de orden uno cuando se introduce un error aleatorio para obtener la representación estocástica de la serie. La serie del ingreso disponible es integrada de orden uno sin importar el orden de integración del saldo de los activos. Debe hacerse notar que pueden obtenerse otros vectores de cointegración dependiendo de la forma específica de la función de utilidad y de diferentes supuestos sobre la tasa de preferencia temporal, la tasa de interés y el flujo de ingresos por trabajo a lo largo de la vida del individuo (véase a este respecto el trabajo de Graham y Himarios (1996)). En este trabajo, no se elabora sobre estas cuestiones dado que el vector de cointegración que se encuentra comúnmente en la literatura es el ilustrado en el texto.

inestables a través del tiempo. En su lugar, se dispone de una serie de trabajos aislados que proponen el estudio de diferentes tipos de cambios en una relación de cointegración a través del tiempo. Por ejemplo, Granger y Siklos (1997) sugieren que una relación de cointegración puede existir en ciertos períodos pero no en otros; Hall *et al.* (1997a) proponen cambios de los coeficientes del vector de cointegración a través del tiempo; Krolzig (1997) ha estudiado el caso de cambios en las constantes de un modelo de corrección de errores multivariado, Hall *et al.* (1997b) postulan un modelo en el que el coeficiente del término de corrección de error varía a través del tiempo; y Hansen y Johansen (1993) presentan el caso de cambios en el número de vectores de cointegración a través del tiempo.

Las variaciones en la dinámica de las series económicas y sus interrelaciones pueden deberse a perturbaciones de gran magnitud o a cambios institucionales. Este último caso es el que se examina en este documento ya que interesa analizar si la introducción del programa de estabilización y reforma económica a finales de 1987 provocó una alteración en la relación de largo plazo entre el consumo y el ingreso.

En términos teóricos, la proposición de que la relación de cointegración entre el consumo y el ingreso puede estar sujeta a cambios debido a la introducción de un programa de estabilización y reforma económica es apoyada por varios modelos e hipótesis. Esta es la conclusión a la que llegaron Rebelo y Vegh (1995), quienes hicieron una comparación del poder explicativo de diferentes hipótesis teóricas cuyo objetivo común es el de explicar los hechos estilizados observados en países que han aplicado planes de estabilización que utilizan al tipo cambio nominal como ancla del nivel de precios. Dichos autores concluyeron que un auge del consumo, así como otras regularidades empíricas, pueden obtenerse bajo diferentes (y a veces hasta contrapuestas) hipótesis teóricas. Por ejemplo, en un modelo en el que los agentes forman sus expectativas hacia adelante y la demanda de dinero se genera por la restricción de liquidez, puede ocurrir un auge del consumo si el programa de estabilización no es perfectamente creíble, ya que los agentes transfieren consumo futuro hacia el presente (este es el caso planteado por Calvo y Vegh (1993)). Sin embargo, en un modelo en el que los

agentes tienen expectativas adaptativas, la inflación se ajusta lentamente y en el que, además, se tomen en cuenta los efectos positivos del lado de la oferta que resultan de la reducción permanente de la tasa de inflación (o que al menos sea percibida como tal, es decir, que resulte creíble), también puede explicar un auge del consumo (este el caso planteado por Rodríguez (1982), Dornbusch (1982) y Roldos (1995)).

Pill (1995) llegó a la misma conclusión en su estudio sobre el anclaje de la libra esterlina al marco alemán en el período 1986-1992 y sobre las reformas económicas introducidas por la administración Thatcher. Dicho autor concluyó que las dos hipótesis teóricas propuestas en la literatura son igualmente útiles para explicar los hechos estilizados observados en el Reino Unido en ese período, incluyendo el auge del consumo. Una de esas hipótesis, postulada por Muellbauer y Murphy (1990a,b), sugiere que la desregulación y liberalización del sistema financiero y la deficiente regulación del mercado inmobiliario se combinaron para hacer entrar a la economía en una espiral insostenible de expansión del crédito, incrementos en los precios de los activos, riqueza, consumo y demanda agregada. Por otra parte, la segunda hipótesis estudiada por Pill, asociada con King (1994, 1990), argumenta que la expansión del consumo financiada por el aumento del crédito fue generada por la expectativa de mayores ingresos futuros, la cual se debió a su vez a las reformas económicas. Al igual que Rebelo y Vegh, Pill concluye que diferentes hipótesis teóricas pueden explicar los hechos observados, es decir, son equivalentes en su observación empírica.

La explicación del ciclo de bonanza y desplome observado en el Reino Unido, postulada por King, está basada en la hipótesis de expectativas racionales e ingreso permanente y puede ser ilustrada con el modelo presentado anteriormente. Si la estabilización de la economía y las reformas económicas son creíbles, tendrá lugar un aumento de las expectativas de los agentes sobre sus ingresos futuros por trabajo debido al incremento de la productividad. Por ello, dado que es óptimo para los individuos balancear su nivel de consumo a lo largo del tiempo, el resultado será que el consumo presente crecerá más rápido que el ingreso. Si más tarde se revela que, quizá debido a una perturbación no predecible, las ganancias de productividad no

se materializarán, el nivel del consumo se ajustará hacia abajo y el resultado final será un cambio temporal en la relación de cointegración entre el consumo y el ingreso. En la siguiente sección se estudia precisamente la estabilidad de la relación de cointegración entre el gasto en consumo y el ingreso per cápita en México.

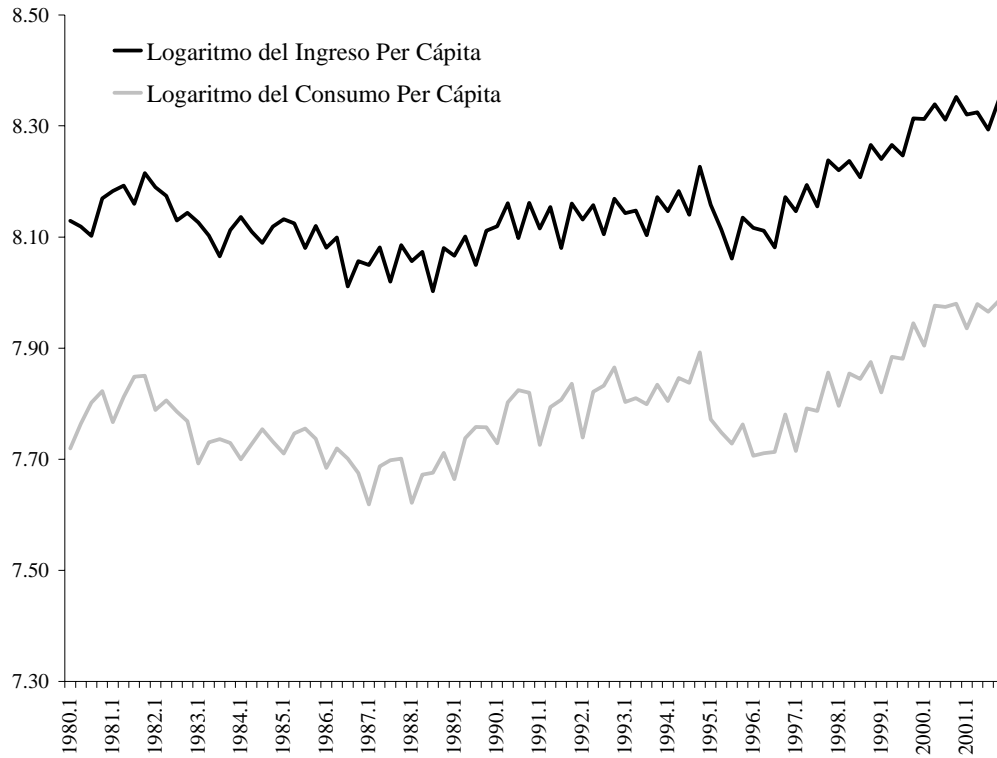
2.1 Análisis de Cointegración

2.1.1 Orden de integración de las series

Antes de realizar el análisis de cointegración, es necesario verificar el orden de integración de las series. Dado que los logaritmos del gasto en consumo e ingreso per cápita mostrados en la Gráfica 2.1 tienen un marcado comportamiento estacional, debe verificarse el orden de integración en las frecuencias cero y estacional. Para ello, se utilizan las pruebas de raíces unitarias propuestas por Osborn (1990). De acuerdo con las pruebas del panel a) del Cuadro 2.1, la hipótesis de raíz unitaria se rechaza en la frecuencia estacional (estadístico β_2) pero no en la frecuencia cero (estadístico β_1). Las conclusiones respecto a la existencia de una raíz unitaria en la frecuencia cero se verifican con las pruebas Dickey-Fuller Aumentadas (ADF por sus siglas en inglés) en el panel b) del cuadro. Por otra parte, las pruebas ADF indican que las primeras diferencias de las series son estacionarias.³

³ El número de rezagos utilizados en las pruebas se determinó de acuerdo al criterio de información de Akaike. Asimismo, para realizar las pruebas Dickey-Fuller Aumentadas se siguió la estrategia sugerida en Perron (1988).

Gráfica 2.1 Ingreso y Consumo Per Cápita



Cuadro 2.1 Pruebas de Raíz Unitaria

a. Pruebas para frecuencia cero y estacional					
Variables	Rezagos	β_1	β_2	Prueba-F (Prob)	
y_t	2	-1.5597	-4.2308	6.7094 (0.000)	
c_t	2	-1.6165	-4.2896	6.9981 (0.000)	
Valores críticos		(-2.11)	(-3.75)	(3.79)	
b. Pruebas ADF para frecuencia cero					
Variables	Rezagos	τ_t	ϕ_3	ϕ_2	τ_μ
y_t	4	-2.6666	4.6297	3.1428	-1.3056
c_t	4	-3.0500	5.2810	3.5808	-1.8399
y_t	4	-4.1374**			
c_t	4	-3.8126**			

2.1.2 Estabilidad del Vector de Cointegración

La estimación del vector de cointegración se llevó a cabo utilizando el método de estimadores completamente modificados de Phillips y Hansen (1990). Las pruebas de cointegración y estabilidad realizadas fueron las sugeridas por Engle y Granger (1987) y Gregory y Hansen (1996).⁴

Como se muestra en la Gráfica 2.2, la propensión media a consumir, que es el cociente entre el consumo y el ingreso, aumentó considerablemente en el período 1989-1994, pero después de 1995 volvió a niveles cercanos a los registrados antes de 1988. Es decir, deben esperarse dos cambios en el vector de cointegración: el primero de ellos después de la introducción del programa de estabilización a finales de 1987 y el segundo cuando comienza la crisis financiera a finales de 1994.

Dado que las pruebas utilizadas están diseñadas para el caso de un solo cambio en el vector de cointegración, las estimaciones y las pruebas de estabilidad se realizaron para los subperíodos 1980-1994 y 1988-2001. En el panel a) del Cuadro 2.2 se muestran los resultados de la estimación del vector de cointegración para esos períodos usando series no ajustadas por estacionalidad. Como puede observarse, la magnitud de la elasticidad ingreso del consumo depende del período considerado. En el primer subperíodo la elasticidad está muy por encima de uno mientras que en el segundo subperíodo es ligeramente inferior a uno.

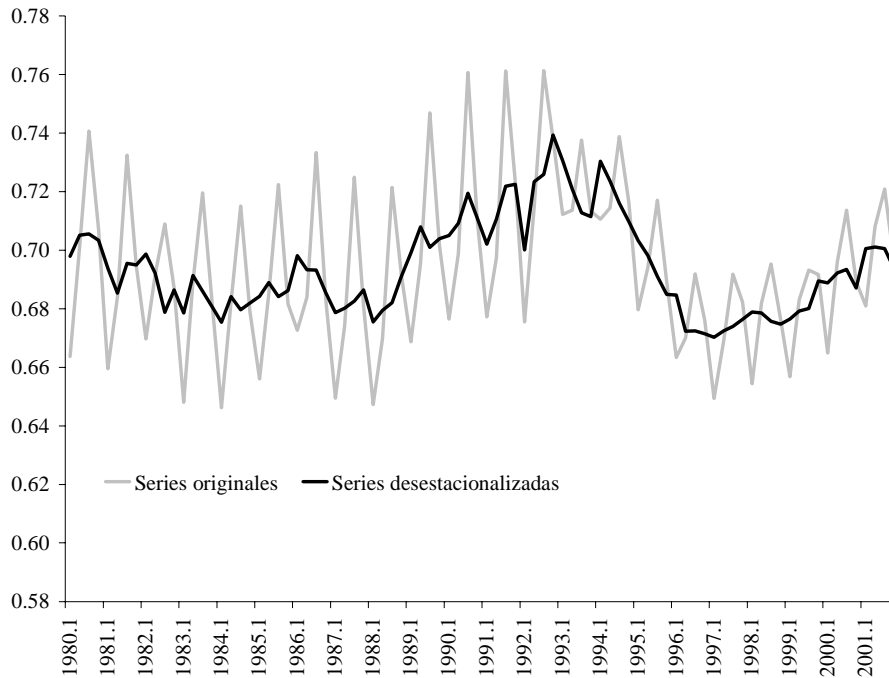
⁴ En la prueba de cointegración de Engle y Granger (1987), bajo la hipótesis nula los residuales de una regresión de cointegración estimada con mínimos cuadrados ordinarios se consideran no estacionarios, es decir, no existe cointegración entre las variables. El rechazo de la hipótesis nula indica que existe una relación de cointegración con parámetros constantes. Sin embargo, en esta prueba, el no rechazo de la hipótesis nula puede deberse a que la relación de cointegración entre las variables no es constante a través del tiempo, ya que al imponer en la estimación un vector con parámetros constantes se obtienen residuales no estacionarios. Por otra parte, en la pruebas de Gregory y Hansen la hipótesis nula postula que no existe una relación de cointegración entre las variables, mientras que la hipótesis alternativa permite un cambio en los parámetros de la relación de cointegración en fecha indeterminada.

En el panel b) del mismo cuadro se prueba la hipótesis de que no hay cointegración en contra de la alternativa de cointegración con parámetros constantes suponiendo una elasticidad unitaria, prueba ADF(1 -1)', utilizando el estimador superconsistente de la elasticidad ingreso que resulta de aplicar mínimos cuadrados ordinarios, prueba ADF(MCO), y el vector con estimadores completamente modificados, prueba ADF(ECM). En todos los casos, las pruebas indican que no hay cointegración entre el consumo y el ingreso. En el panel c) se presentan las pruebas propuestas por Gregory y Hansen (1996) para examinar la hipótesis nula de que no existe cointegración en contra de la alternativa de cointegración con cambio en los coeficientes en fecha indeterminada. Los resultados de las pruebas Z_t^* y Z_α^* indican que en los dos subperíodos analizados ocurrieron cambios en el vector de cointegración.⁵

La estimación del vector de cointegración y las pruebas descritas también se realizaron utilizando series desestacionalizadas. En el panel a) del Cuadro 2.3 se observa nuevamente que la magnitud de la elasticidad ingreso del consumo cambia dependiendo de la muestra utilizada. Para el período 1980-1994 la elasticidad resultó mucho mayor que uno, y en el período 1988-2001 inferior a uno. Las pruebas ADF suponiendo un vector con elasticidad unitaria, utilizando los estimadores obtenidos con mínimos cuadrados y los estimadores completamente modificados indican que no hay cointegración. Por su parte, las pruebas ADF* y Z_t^* , favorecen a la hipótesis alternativa, la cual permite un cambio en los parámetros del vector de cointegración. En suma, no se encontró evidencia para sostener que existe una relación de cointegración con parámetros constantes entre las series de ingreso y consumo per cápita. Por ello, en la siguiente sección se estiman modelos que permiten cambios en el vector de cointegración a través del tiempo.

⁵ Los valores críticos para estas pruebas, con significancia de 0.05, son: -4.95 para las pruebas ADF* y Z_t^* , y -47.04 para la prueba Z_α^* . Véase Gregory y Hansen (1996).

Gráfica 2.2 Propensión Media al Consumo



Cuadro 2.2 Estabilidad de Vector de Cointegración: Series Originales

	1980.1-1994.4		1988.1-2001.4	
a.	Constante	y_t	Constante	y_t
Coeficiente	-1.8898	1.8886	-0.1156	0.9702
Error estándar	1.2671	0.1560	0.6805	0.0832
Estadístico t	-2.7000	10.095	-0.027	10.640
(Prob)	(0.009)	(0.000)	(0.984)	(0.000)
b.	Rezagos	Estadístico	Rezagos	Estadístico
ADF(1-1)'	4	-0.7279	4	-1.4203
ADF(MCO)	4	-0.7007	4	-1.6678
ADF(ECM)	4	-1.0518	4	-1.5135
c.	Rezagos	Estadístico	Rezagos	Estadístico
ADF*	4	-3.1407	4	-2.5500
Z_t^*		-6.7264**		-6.8487**
Z_α^*		-55.3218**		-48.2003**

Cuadro 2.3 Estabilidad del Vector de Cointegración: Series Ajustadas por Estacionalidad

a.	1980.1-1994.4		1988.1-2001.4	
	Constante	y_t	Constante	y_t
Coefficiente	-3.1805	1.3475	0.6476	0.8797
Error estándar	1.2231	0.1506	2.6720	0.1252
Estadístico t	-2.8730	9.1310	2.672	10.305
(Prob)	(0.009)	(0.000)	(0.016)	(0.000)
b.	Rezagos	Estadístico	Rezagos	Estadístico
ADF(1-1)'	0	-1.9771	0	-1.8099
ADF(MCO)	0	-2.4740	0	-1.9745
ADF(ECM)	0	-2.5130	0	-1.8863
c.	Rezagos	Estadístico	Rezagos	Estadístico
ADF*	0	-4.5039**	0	-4.6616**
Z_t^*		-4.7132**		-4.7046**
Z_α^*		-33.8031		-31.0214

2.2 Cointegración con Cambios de Régimen

En esta sección se utilizan modelos markovianos con cambios de régimen para identificar y evaluar los cambios ocurridos en el vector de cointegración a través del tiempo. Estos modelos fueron introducidos en la literatura por Hamilton (1996, 1994, 1989) y su característica típica es que suponen que las series involucradas son estacionarias.

Aún no existe un desarrollo teórico sobre la distribución de los parámetros de una regresión con variables no estacionarias y cambios de régimen markovianos. Sin embargo, Hall *et al.* (1997a) realizaron experimentos tipo Monte Carlo para explorar la distribución de los estimadores del vector de cointegración con cambios markovianos obtenidos mediante el método de máxima verosimilitud para el caso bivariado. Los resultados indican que modelos como los estimados en esta sección tienen un buen desempeño y pueden usarse los

estadísticos t comunes siempre y cuando el estimador de la matriz de varianza-covarianza sea robusto frente a problemas de heteroscedasticidad y correlación serial. En el presente análisis los errores estándar se construyeron de acuerdo a lo sugerido por White (1982).⁶

El primer modelo de cointegración con cambios de régimen utilizado permite que los estimadores de la constante, la elasticidad ingreso, los coeficientes de las variables binarias estacionales y la varianza del residual cambien entre dos regímenes. Por tanto, este modelo contiene 14 parámetros: $\theta=(\alpha_s, \beta_s, \delta_{q,s}, \sigma_s^2, p_{ss})$, donde α_s es el coeficiente de la constante, β_s la elasticidad ingreso, $\delta_{q,s}$ el coeficiente de la variable binaria estacional correspondiente al trimestre q , $d_{q,t}$ (donde $q=2,3,4$), y σ_s^2 es la varianza del residual. Todos estos parámetros dependen del régimen prevaleciente en la fecha t , $s_t (=i,j)$, como lo indica la ecuación (2.9). La transición entre los regímenes es gobernada por una cadena de Markov de primer orden con probabilidades de transición constantes, p_{ss} , como en la expresión (2.10).

$$C_t = \alpha_s + \beta_s y_t + \sum_{q=2}^4 (\delta_{q,s} d_{q,t}) + \varepsilon_t; \quad s=i,j \quad (2.9)$$

$$[p_{ij}] = [p(s_t = j | s_{t-1} = i)] = \begin{bmatrix} p_{ii} & p_{ji} = 1 - p_{jj} \\ p_{ij} = 1 - p_{ii} & p_{jj} \end{bmatrix} \quad (2.10)$$

Nótese que, a diferencia de la sección anterior, aquí no se hace ningún supuesto acerca de las fechas en que ocurren los cambios de régimen. Estos serán inferidos con base en los cambios de las probabilidades posteriores (filtro y suavizada)⁷ de que cada régimen prevalezca en cada punto en el tiempo. Estas probabilidades se calculan en las iteraciones del algoritmo que maximiza la función de verosimilitud.

⁶ Específicamente, los autores reportan que los estimadores tienen sesgos insignificantes y altas probabilidades de concentración usando muestras de 100 y 200 observaciones, y que el tamaño real de las pruebas de significancia basadas en los estadísticos t convencionales no se desvían significativamente del tamaño nominal.

⁷ La probabilidad filtro en la fecha t se calcula utilizando información sólo hasta esa fecha, mientras que para la probabilidad suavizada se utiliza información de toda la muestra.

En el Cuadro 2.4 se presentan los resultados de la estimación utilizando series no ajustadas por estacionalidad. En el régimen 1 la elasticidad ingreso del consumo resultó prácticamente unitaria. Por otra parte, en el régimen 2 la elasticidad resultó de 1.28. Los regímenes identificados son muy persistentes de acuerdo a las probabilidades de transición estimadas y las series de las probabilidades posteriores de que cada régimen prevalezca en cada punto del tiempo, que se muestran en la Gráfica 2.2, indican que los cambios de régimen han sido muy marcados.

En el primer año de la muestra, fue posible identificar un auge de consumo que se ubica dentro del período de crecimiento acelerado que precedió a la crisis financiera de 1982. Respecto al periodo de auge de consumo más reciente, se observa que el cambio de régimen comenzó en 1988 y a mediados de 1989 ya prevalecía claramente el vector de cointegración con elasticidad ingreso superior a la unidad. Es decir, poco después de que se introdujo el plan de estabilización y reforma económica, la economía mexicana entró en un auge de consumo de magnitud considerable, el cual persistió hasta el final de 1994, cuando estalló la crisis financiera. Después de 1995, no hay evidencia de que la economía mexicana haya entrado nuevamente en otro período de auge del consumo.

En los resultados obtenidos resulta importante destacar la coincidencia de las fechas de los cambios en el vector de cointegración con los cambios en el patrón de los residuales completamente modificados que se muestran en la Gráfica 2.4. Esta coincidencia es indicativa de que los cambios de régimen capturan los cambios en las series de residuales. Estos cambios en las series de residuales impiden que se rechace la hipótesis de no cointegración en favor de la hipótesis de cointegración con parámetros constantes en las pruebas que se presentaron en la subsección 2.1.2.

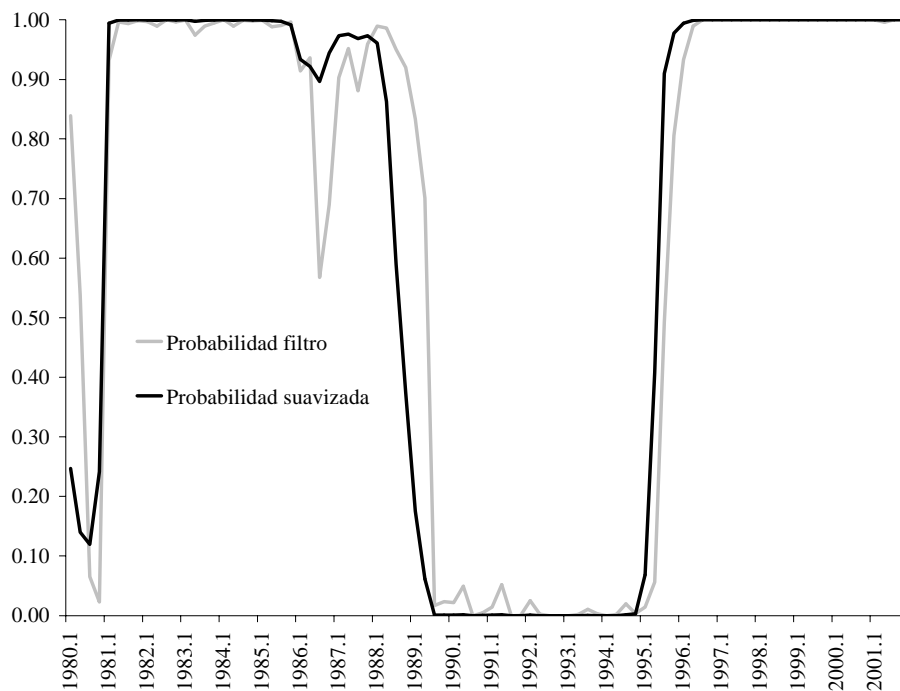
Cuadro 2.4 Cointegración con Cambios de Régimen

Régimen 1	α_1	β_1	$\delta_{2,1}$	$\delta_{3,1}$	$\delta_{4,1}$	σ_1^2	p_{11}
Coefficiente	-0.7020	1.0349	0.0375	0.0805	0.0309	0.0002	0.9742
Error estándar	0.2248	0.0275	0.0058	0.0060	0.0059	0.0003	0.0169
Estadístico t	-3.123	37.664	6.452	13.472	6.588	5.676	57.645
(Prob)	(0.002)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Régimen 2	α_2	β_2	$\delta_{2,2}$	$\delta_{3,2}$	$\delta_{4,2}$	σ_2^2	p_{22}
Coefficiente	-2.6849	1.2835	0.0242	0.0999	0.0339	0.00038	0.9289
Error estándar	0.5115	0.0630	0.0094	0.0093	0.0092	0.000069	0.0526
Estadístico t	-5.249	20.37	2.571	10.788	3.634	5.507	17.660
(Prob)	(0.000)	(0.000)	(0.012)	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.000)

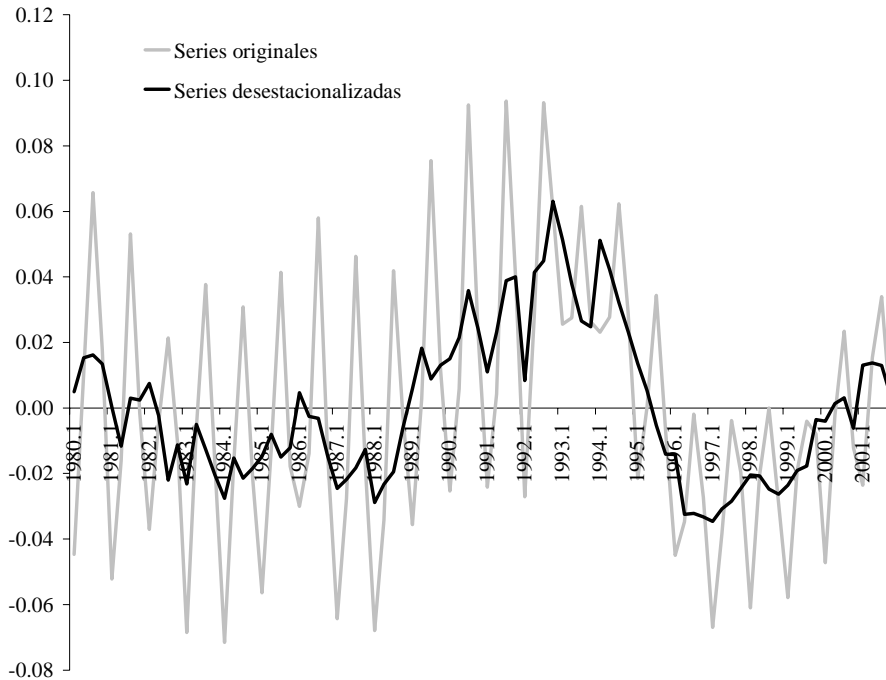
Logaritmo de la función de verosimilitud: -231.63

Errores estándar robustos construidos como en White (1982).

Gráfica 2.3 Probabilidad Filtro y Suavizada



Gráfica 2.4 Residuales Completamente Modificados



Resultados similares se obtienen utilizando series ajustadas por estacionalidad. El Cuadro 2.5 muestra que en el régimen 1 se encontró una elasticidad unitaria, mientras que en el régimen de auge el consumo creció alrededor de 28 por ciento más rápido que el ingreso. Las probabilidades posteriores obtenidas, que se muestran en la Gráfica 2.5, identifican nuevamente el período de auge en el consumo previo a la crisis de 1982, y señalan también claramente tres hechos: a) que el cambio de régimen más reciente comenzó en 1988; b) que el régimen de auge prevalecía ya durante 1989; y c) que la elasticidad unitaria se restableció cuando estalló la crisis financiera a finales de 1994. También en este ejercicio, los cambios de régimen coinciden con precisión con los cambios en el patrón de los residuales obtenidos mediante los estimadores completamente modificados de la Gráfica 2.4.⁸

8 Es importante notar que las estimaciones y pruebas preferidas son las que utilizan las series no ajustadas por estacionalidad. Esta preferencia se debe a que los efectos de los filtros para desestacionalizar sobre los procesos que gobiernan las series son inciertos y, además, estos filtros pueden tener consecuencias indeseables en algunas de las pruebas utilizadas. A este respecto, véanse Ghysels y Perron (1996), Otero y Smith (1996) y Franses y McAleer (1998). Cabe destacar que la obtención de resultados tan similares

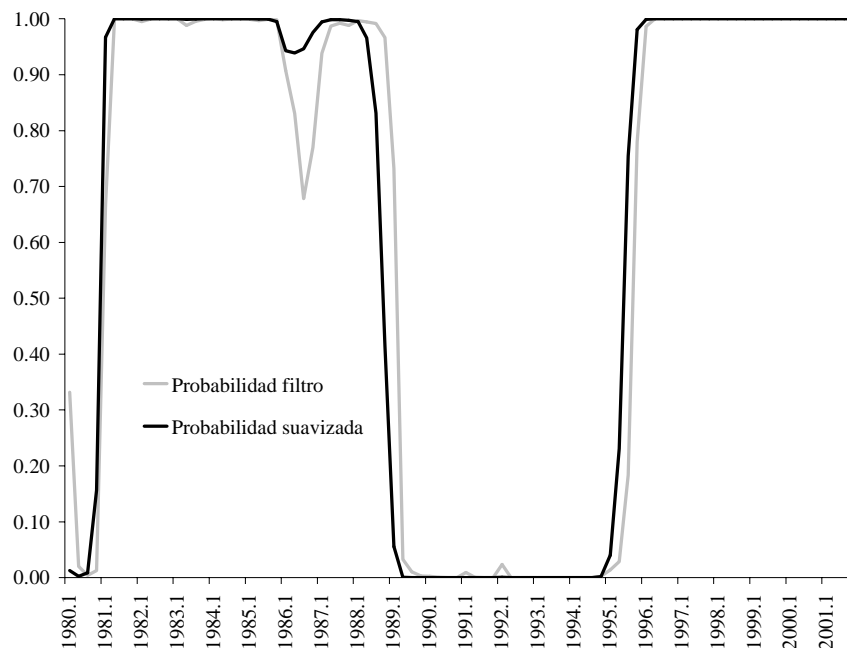
Cuadro 2.5 Cointegración con Cambios de Régimen: Series Desestacionalizadas

Régimen 1	α_1	β_1	σ_1^2	p_{11}
Coefficiente	-0.6706	1.0357	0.00023	0.9800
Error estándar	0.1442	0.0177	0.00005	0.0213
Estadístico t	4.649	58.615	4.600	46.009
(Prob)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Régimen 2	α_2	β_2	σ_2^2	p_{22}
Coefficiente	-2.6561	1.2848	0.00028	0.9341
Error estándar	0.9262	11.282	3.9160	17.395
Estadístico t	2.868	11.282	3.916	17.395
(Prob)	(0.005)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

Logaritmo de la función de verosimilitud: -251.51

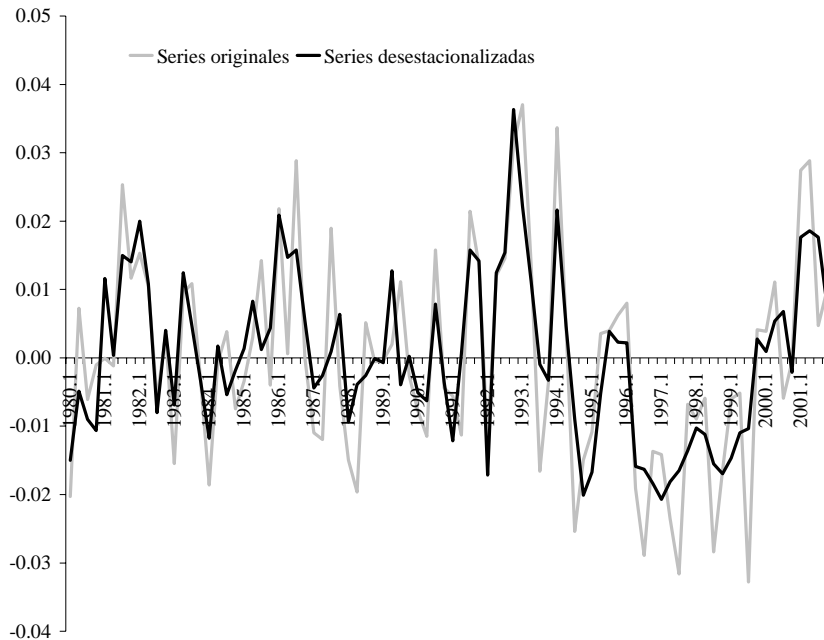
Errores estándar robustos construidos como en White (1982).

Gráfica 2.5 Probabilidad Filtro y Suavizada: Series Desestacionalizadas



utilizando series no ajustadas y ajustadas no está garantizado. Esto es muy claro en el análisis de la estabilidad de la demanda de dinero en Alemania de Lutkepohl *et al.* (1999).

Gráfica 2.6 Residuales Ponderados



Para probar la hipótesis nula de no cointegración en contra de la alternativa de cointegración con cambios de régimen, se aplicaron pruebas Dickey-Fuller Aumentadas a los residuales ponderados obtenidos a través de los modelos markovianos que se muestran en la Gráfica 2.6. Los ponderadores utilizados para construir estas series son las probabilidades suavizadas presentadas en las Gráficas 2.2 y 2.4. Los resultados de las pruebas se reportan en el Cuadro 2.6. Los valores críticos se obtuvieron de Hall *et al.* (1997a).⁹ Como puede observarse, los modelos que permiten cambios de régimen producen residuales estacionarios.

Cuadro 2.6 Pruebas de Raíz Unitaria para Residuales Ponderados

	Rezagos	Estadístico	Valor crítico
Series originales	4	-5.4978	(-5.03)
Series ajustadas	3	-4.3393	(-2.39)

Valores críticos con nivel de significancia de 0.05; tomados de Hall *et al.* (1997a).

⁹ En estas pruebas se sigue la recomendación de Hall *et al.* (1997a) en cuanto a dejar en la regresión auxiliar para la prueba solamente las diferencias rezagadas de los residuales que tienen un estadístico t significativo. Esto se debe a que la inclusión de términos redundantes reduce el poder de la prueba.

3. Conclusiones

En este documento se presenta un análisis de cointegración con cambios de régimen para identificar y evaluar los cambios en el consumo privado que produjeron su auge en el período 1989-1994 y la consecuente caída del ahorro interno.

Los resultados obtenidos indican que la introducción del programa de estabilización y reforma económica a finales de 1987 produjo un cambio considerable en la elasticidad ingreso del consumo privado. Antes de que el programa fuera adoptado, la relación de cointegración entre el consumo y el ingreso per cápita estuvo caracterizada por la elasticidad ingreso unitaria que es común encontrar en la literatura empírica. Sin embargo, el programa indujo un cambio de régimen que hizo aumentar la elasticidad considerablemente. Durante los años de auge, el consumo creció alrededor de 28 por ciento más rápido que el ingreso. Más tarde, cuando estalló la crisis financiera a finales de 1994, se restableció la elasticidad ingreso unitaria.

Los resultados obtenidos no pueden ser utilizados para apoyar ninguna de las hipótesis que han aparecido en la literatura para explicar el auge registrado por el consumo en países que han introducido programas de estabilización basados en el tipo de cambio y reformas estructurales. La razón de ello es que tales explicaciones son equivalentes en términos de sus implicaciones para la dinámica de las series observadas. Sin embargo, es posible afirmar que el régimen de auge no puede considerarse una relación de equilibrio, ya que una elasticidad mayor que uno no puede ser sostenida indefinidamente, debido a que esto viola la condición de no juegos Ponzi.

Respecto al debate reciente sobre la dinámica del consumo agregado en los últimos años, los resultados indican que desde 1995 la relación de largo plazo se ha mantenido con una elasticidad unitaria. Es decir, desde ese año la economía mexicana no ha entrado en un auge de consumo como el observado en el período 1989-1994. Ello, a pesar de que en el año 2000 el crecimiento del consumo privado fue mayor que el del PIB en 1.7 puntos porcentuales y en

2001 en 3.7 puntos porcentuales. En este último año, el consumo privado fue el único componente de la demanda agregada que tuvo una contribución positiva al crecimiento del PIB.

En suma, en este documento se ilustra, mediante el estudio del auge del consumo observado en México en el período 1989-1994, que los cambios en una relación de cointegración que pueden ser racionalizados sin dificultad como el resultado de decisiones óptimas de los consumidores (o que al menos fueron óptimas cuando se realizaron) pueden ser identificados y cuantificados apropiadamente si se consideran cambios de régimen en modelos de cointegración.

4. Referencias

- Banco de México (1995). *The Mexican Economy*, Banco de México, México.
- Buira, A. (1994). "The Main Determinants of Savings in Mexico", mimeo, Banco de Mexico. Documento presentado en la Conferencia sobre el Papel del Ahorro en el Crecimiento Económico, Federal Reserve Bank of Dallas, Houston, Texas, marzo 18-19, 1994.
- Calvo, G. y Vegh, C.A. (1993). "Exchange Rate Based Stabilization under Imperfect Credibility", en Frisch, H. y Worgotter, A., *Open Economy Macroeconomics*, Macmillan: London.
- Church, K.B., Smith, P. y Wallis, K.F. (1995). "Econometric Evaluation of Consumer Expenditure Equations", *Oxford Review of Economic Policy*, 10(2), 71-85.
- Cooley, T.F. y Ogaki, M. (1996). "A Time Series Analysis of Real Wages, Consumption and Asset Returns: A Cointegration-Euler Equation Approach", *Journal of Applied Econometrics*, 11, 38-71.
- Davidson, J.H., Hendry, D.H., Srba, F. y Yeo. S. (1978). "Econometric Modelling of the Aggregate Time Series Relationship between Consumer Expenditure and Income in the United Kingdom", *The Economic Journal*, 88, 661-692.
- Dornbusch, R. (1982). "Stabilization Policies in Developing Countries: What Have We Learned", *World Development*, 10, 701-708.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J., Hylleberg, S. y Lee, H.S. (1993). "Seasonal Cointegration: The Japanese Consumption Function", *Journal of Econometrics*, 55, 275-298.
- Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (1987). "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55, 251-276.
- Franses, P.H. y McAleer, M. (1998). "Cointegration Analysis of Seasonal Time Series", *Journal of Economic Surveys*, 12(5), 651-678.
- Fuchun, J. (1995). "Cointegration of Consumption and Disposable Income: Evidence from Twelve OECD Countries", *Southern Economic Journal*, 62(1), 77-88.
- Ghysels, E. y Perron, P. (1996). "The Effects of Linear Filters on Dynamic Time Series with Structural Change", *Journal of Econometrics*, 70, 69-98.
- Graham, F.C. y Himarios, D. (1996). "Consumption, Wealth, and Infinite Horizons: Tests of Ricardian Equivalence", *Economic Inquiry*, 34, 527-544.
- Granger, C.W.J. y Siklos, P.L. (1997). "Regime-sensitive Cointegration with an Application to interest-rate Parity". *Macroeconomic Dynamics*, 1, 640-657.
- Gregory, A. W. y Hansen, B. (1996). "Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.

- Hall, S., Psaradakis, Z. y Sola, M. (1997a). "Cointegration and Changes in Regime: The Japanese Consumption Function", *Journal of Applied Econometrics*, 12, 151-168.
- Hall, S., Psaradakis, Z. y Sola, M. (1997b). "Switching Error-correction Models of House Prices in the United Kingdom", *Economic Modelling*, 14, 517-527.
- Hamilton, J. D. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, 57, 357-384.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Hamilton, J.D. (1996). "Specification Testing in Markov-switching Time-series Models", *Journal of Econometrics*, 70, 127-157.
- Han, H.-L. y Ogaki, M. (1997). "Consumption, Income and Cointegration", *International Review of Economics and Finance*, 6(2), 107-117.
- Hansen, B. (1992), "Tests for Parameter Stability in Regressions with I(1) processes", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 321-335.
- Hansen, B. y Johansen, S. (1993). "Recursive Estimation in Cointegrated VAR Models", Institute of Mathematical Statistics, Working Paper 1, University of Copenhagen.
- King, M.A. (1990). "Comment on Muellbauer and Murphy", *Economic Policy*, (11), 385-389.
- King, M.A. (1994). "Debt Deflation: Theory and Evidence", *European Economic Review*, 38(3-4), 419-445.
- King, R.G., Plosser, C.I., Stock, J.H. y Watson, M.V. (1991). "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *American Economic Review*, 81, 819-840.
- Krolzig, H.-M. (1997). *Markov-switching Vector Autorregressions. Modelling Statistical Inference and Applications to Business Cycle Analysis*. Springer. Berlin.
- Lutkepohl, H., Terasvirta, T. y Wolters, J. (1999). "Investigating Stability and Linearity of a German M1 Money Demand Function", *Journal of Applied Econometrics*, 14, 511-525.
- Muellbauer, J. y Murphy, A. (1990a). "Financial Liberalization and the UK Consumer Boom", *Economic Review*, Credit Suisse First Boston, London:England.
- Muellbauer, J. y Murphy, A. (1990b). "Is the UK Balance of Payments Sustainable", *Economic Policy*, 5(11), 347-395.
- Osborn, D.R. (1993). "Discussion: Seasonal Cointegration", *Journal of Econometrics*, 55, 299-303.
- Osborn, D.R. (1990). "A Survey of Seasonality in UK Macroeconomic Variables", *International Journal of Forecasting*, 6, 327-336.
- Otero, J. y Smith, J. (1996). "The Effects of Seasonal Adjustment Linear Filters on Cointegrating Equations: A Monte Carlo Investigation", *Warwick Economic Research Papers*, No. 456.

- Perron, P. (1988). "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 297-332.
- Phillips, P.C.B. y Hansen, B. (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes", *Review of Economic Studies*, 57, 99-125.
- Pill, H. (1995). "Financial Liberalization and Macroeconomic Management in the Open Economy", Ph.D. dissertation, Stanford University.
- Quintos, C.E. and Phillips, P.C.B. (1993). "Parameter Constancy in Cointegrating Regressions", *Empirical Economics*, 18, 675-706.
- Rebelo, S. y Vegh, C.A. (1995). "Real Effects of Exchange-Rate-Based Stabilization: An Analysis of Competing Theories", Rochester Center For Economic Research, *Working Paper* 405, University of Rochester.
- Rodríguez, C.A. (1982). "The Argentine Stabilization Plan of December 20th", *World Development*, 10, 801-811.
- Roldos, J. (1995). "Supply-side Effects of Disinflation Programs", *IMF Staff Papers* 42, 158-183.
- Villagómez, F.A. (1994). "Aggregate Consumption, Interest Rates and Inflation in LDCs: An Error Correction Model", *Journal of Development Studies*, 31(1), 157-178.}
- White, H. (1982). "Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models", *Econometrica*, 50(1), 1-25.