

LOS DETERMINANTES DE CORTO Y LARGO PLAZOS  
DEL CONSUMO EN MÉXICO (1960-1988):  
UN ANÁLISIS CON MECANISMO DE CORRECCIÓN  
DE ERRORES Y COINTEGRACIÓN

LUIS MIGUEL GALINDO P.\*

There is no means of testing which desition is better, because there is no basis of comparison. We live everything as it comes, without warning, like an actor going on cold.

Kundera

Resumen

El objetivo de este trabajo es especificar y estimar una función consumo para México utilizando un vector de cointegración y un Mecanismo de Corrección de Errores (ECM). De este modo, se distinguen entre los determinantes de largo y corto plazos. El trabajo sigue la metodología de lo "general a lo específico" y utiliza diferentes pruebas asociadas con el enfoque de la "econometría inglesa" y la London School of Economics. El ensayo demuestra las ventajas de esta metodología. La especificación final es un modelo congruente con la capacidad de englobamiento de otros modelos.

INTRODUCCIÓN

El objetivo de este ensayo es analizar, especificar y estimar una función consumo de largo plazo con ajustes dinámicos para México utilizando un mecanismo de corrección de errores (ECM). Este objetivo se realiza

\* Maestro en Ciencias Económicas, UACPYP, CCH, UNAM y Universidad de Newcastle Upon Tyne.

Agradezco los comentarios de Julio López, Jorge Ibarra, Martín Puche, Sergio Martín, Haydeé Muñoz, Enrique González Tiburcio y tres examinadores anónimos en Inglaterra. Desde luego, se aplica el descargo usual sobre los errores. Agradezco el apoyo económico para la realización de este trabajo de las Fundaciones Ford y McArthur, de la Maestría en Ciencia Económica y de la Unidad Académica de los Ciclos Profesional y de Posgrado CCH, UNAM.

usando diversas técnicas econométricas como orden de integración de las series, cointegración, análisis de lo general a lo específico y un conjunto de pruebas de diagnóstico sobre autocorrelación, heteroscedasticidad, forma funcional, especificación, cambio estructural y análisis de los estadísticos recursivos.

La relevancia del consumo como objeto de estudio puede resumirse en la famosa frase: "el consumo es la esencia y el objetivo final de toda actividad económica". No obstante, los estudios sobre el consumo en México no han incorporado los nuevos desarrollos sobre la teoría del consumo y los conceptos de la econometría moderna. Este ensayo pretende avanzar en esta dirección.

## 1. TEORÍA ECONÓMICA Y METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA

### *Teoría económica*

La literatura económica sobre el consumo en términos macroeconómicos y econométricos es extremadamente amplia. (Véase Evans, 1984; o Davinson, 1984.) En esencia, las especificaciones del consumo están vinculadas con la relación entre el gasto y el ingreso. Los trabajos pioneros a este respecto incluyeron el uso de especificaciones estáticas (Keynes) o la introducción de especificaciones dinámicas con diversos rezagos o diversas variables para aproximar los conceptos de riqueza o ingreso relativo. (Véase Evans, 1989; o Wallis, 1990.)

Los estudios más relevantes sobre el tema han estado asociados con la hipótesis de ciclo de vida, Ando y Modigliani, 1963, o la hipótesis del ingreso permanente (Friedman, 1957). Dentro de este marco general se han incluido modelos de elección intertemporal con expectativas, ajuste parcial, etc., (Evans, 1984) o la incidencia de las variables financieras en el consumo (Evans, 1969).

No obstante, en años recientes, estos modelos enfrentaron fuertes problemas tales como incapacidad para predecir el comportamiento del consumo o para reconciliar diversas estimaciones de series de tiempo con las de corte transversal o comportamiento de largo plazo con patrones cíclicos. Estas insuficiencias condujeron básicamente a dos corrientes de investigación:

a) Expectativas racionales y modelos de sendas aleatorias. Hall (1978), asume que los agentes económicos "forman sus expectativas del ingreso futuro sobre la base de un proceso estocástico verdadero"

(Evans, 1984, p. 109). Por tanto, las personas tienen expectativas racionales sobre los valores futuros de las variables relevantes que determinan sus niveles de consumo. Así, la diferencia del consumo sigue una senda aleatoria. Los cambios en el consumo dependen entonces sólo de nueva información no incorporada previamente.

Esta teoría ha sido asociada explícitamente con las hipótesis de ciclo de vida y del ingreso permanente (véase Evans, 1984). No obstante su consistencia teórica, la mayoría de estos estudios no han encontrado evidencia empírica contundente para apoyar estas hipótesis (véase Molana, 1991; y Evans, 1984). Sin embargo, sigue realizándose una gran cantidad de trabajo empírico en torno a estas hipótesis.

b) Modelos de Corrección de Errores (ECM). Estos estudios toman como referencia base, el trabajo de Davinson *et al.*, 1978, donde se propone un modelo de ajuste dinámico entre el consumo y el ingreso (*DHSY model*). Algunos de los trabajos más representativos con un ECM son: El estudio de Hendry y Ungern-Sternberg (1980), donde se considera el efecto de los mecanismos de control, la riqueza y los precios dentro del formato de un modelo DHSY. Pesaran y Evans (1984), donde se incluye el estudio de las ganancias inflacionarias de capital; Patterson (1986), donde se analizan las propiedades de estabilidad de largo plazo del consumo; y Deaton (1972), Muelbauer y Murphy (1989), donde se estudian los efectos de la inflación, la riqueza y aspectos financieros, precios relativos y el concepto de incertidumbre sobre el consumo.

En años recientes la relación entre ECM y el concepto de cointegración ha conducido a resultados interesantes en el análisis del consumo. Destacan el trabajo de Drobny y Hall (1989), donde se indican las dificultades para encontrar un vector de cointegración entre el consumo y el ingreso; y Molana (1991), que utiliza el procedimiento de cointegración para reconciliar los modelos de sendas aleatorias con los modelos de corrección de errores.

### *Criterios econométricos*

La metodología econométrica seguida supone la existencia de un proceso estocástico conocido como Proceso Generador de Información (DGP) del que se desprenden los datos. El modelo empírico (Spanos (1986), o Granger (1991, p. 353), es entonces una entidad derivada que resulta de transformaciones y reducciones del espacio de parámetros mediante la imposición de restricciones o el modelaje de estos pará-

metros (Spanos 1986, p. 348). Para validar esta reparametrización del modelo se utilizan diversos criterios (véase Hendry y Ericsson 1991), los cuales siguen muy de cerca los supuestos del modelo general (Spanos, 1986). Estos criterios pueden resumirse en los siguientes puntos:

- 1) Consistencia con la teoría económica. La teoría económica sugiere la especificación inicial y los valores esperados de los coeficientes mientras que el ajuste dinámico se determina en concordancia con los datos disponibles (Granger, 1991, p. 99).
- 2) Adminisibilidad con los datos. Los datos generados por el modelo econométrico deben satisfacer las restricciones contenidas en la muestra original.
- 3) Condicionamiento válido. Las inferencias son apropiadas únicamente cuando ninguna información es perdida al condicionar el modelo con respecto de las variables explicativas (Harvey, 1990, p. 13). Este criterio es satisfecho cuando las variables son exógenas débiles.
- 4) Parámetros constantes. Esta condición es necesaria para poder utilizar el modelo con propósitos de simulación y pronósticos.
- 5) Coherencia con los datos. Los residuales del modelo deben ser ruido blanco (Granger, 1991, p. 314). Esto es, los “residuales deben ser una innovación no predecible de su propio pasado y del pasado de todas las variables en el modelo. (Handry, 1983, p. 202.)
- 6) Englobamiento. El nuevo modelo debe explicar las características básicas de los modelos previos. Esto corresponde a una estrategia de investigación progresiva. (Henry, 1983, p. 215.) Esta propiedad es una prueba muy demandante y en caso de que un modelo la cumpla representan evidencia impresionante en su favor (Granger, 1991, p. 122).

Un modelo es congruente cuando satisface todos estos criterios (Hendry Ericsson, 1991, p. 19; y Granger, 1991, p. 126). La equivalencia entre los criterios econométricos y las pruebas utilizadas puede verse en Hendry y Ericsson (1991).

### *Modelos de corrección de errores y cointegración*

En general las series económicas no son estacionarias. Una serie es integrada de orden  $d$  o  $I(d)$  cuando es necesario diferenciar la serie  $d$

veces para obtener un arma estacionaria, invertible y no determinística, Engle y Granger, 1987, p. 252).<sup>1</sup>

El orden de integración de las series tiene importantes consecuencias econométricas, ya que está asociado con el problema de “regresiones espurias” analizado por Granger y Newbold (Engle y Granger 1987, p. 261). Estos autores demuestran que, aunque las series sean estadísticamente independientes, la raíz unitaria del término de error conduce a un alto coeficiente de correlación, altos y significativos resultados en las pruebas de significancia (t, F) y normalmente un Durbin-Watson pequeño (Hendry, 1986, p. 203.) De este modo, una regresión que utiliza series no estacionarias con diferente orden de integración tenderá a obtener resultados que no son fidedignos (Granger, 1991, p. 12).

Las series estadísticas pueden definirse como cointegradas ( $CI(d, b)$ ) cuando las variables contenidas en el vector  $x_t$  son del mismo orden de integración ( $I(d)$ ) y existe un vector  $c$  (diferente de cero) tal que es posible expresarlo como  $Z_t = c'X_t$  donde  $Z_t$  es  $I(d-b)$  con  $b > 0$ . En este caso  $c$  es el vector de cointegración. (Engle y Granger, 1987, p. 253).

De este modo, “un vector con series no estacionarias puede tener una combinación lineal que es estacionaria sin diferenciar”. (Engle y Yoo, 1987, p. 143.) Cuando las series están cointegradas entonces  $Y_t - cX_t$  (el término de error) es  $I(0)$  lo que se interpreta como el que las series establecen una relación de equilibrio. (Harvey, 1990, p. 294; Engle y Granger, 1987, p. 253.)

El teorema de representación (Engle y Granger, 1987, p. 225) indica que las series que contienen un vector de cointegración pueden representarse con un Mecanismo de Corrección de Errores (ECM). Un ECM en su forma más simple puede escribirse como: (8)  $Dy_t = bDX_t + 0(Y_t - 1 - X_t - 1) + et$ . (Véase Davinson *et al.*, 1978, p. 673).

El segundo término de la ecuación (8) es el ECM. Para un caso más general véase Harvey, 1990, p. 281, para las propiedades de este modelo y los diversos métodos para diferenciar una ecuación adecuadamente véase Davinson *et al.*, 1978, y para una explicación de los procedimientos seguidos en la especificación de la ecuación el artículo “Professor Hendry methodology” en Granger, 1991, p. 293.

<sup>1</sup> Existen diversas pruebas para determinar el orden de integración de una serie. La mayoría de estas pruebas están asociadas con la idea de raíces unitarias. Véase Harvey, 1990, p. 81, o Datafit, 1987, p. 126.

La ecuación (8) tiene todos sus términos en diferencias con la excepción de  $Y_{t-1}$ ,  $X_{t-1}$  que están en niveles.<sup>2</sup> Todas las variables incluidas son  $I(0)$ . Las variables en niveles se identifican con el ajuste de largo plazo mientras que las variables en diferencias representan el ajuste dinámico.<sup>3</sup>

Una regresión utilizando mco y variables que cointegren produce estimaciones conocidas como superconsistentes que se aproximan aceleradamente al verdadero valor de los parámetros. Estas estimaciones tienden a converger al valor real a una tasa  $1/N$  conforme el tamaño de la muestra aumenta. (Engle y Granger, 1987.) La propiedad de superconsistencia es aprovechada para estimar el valor de los parámetros de largo plazo utilizando la ecuación en niveles para posteriormente incluir estos valores en la ecuación en diferencias. Este procedimiento se conoce como estimación en dos fases. En la segunda fase se utiliza la metodología de lo general a lo específico para encontrar la ecuación final.

El concepto de cointegración y el procedimiento en dos etapas no está exento de problemas. (Para una síntesis de éstos véase Muscatelli, 1990.)

## 2. ORDEN DE INTEGRACIÓN DE LAS SERIES Y COINTEGRACIÓN<sup>4</sup>

Los resultados más importantes sobre el orden de integración de las series pueden resumirse en los siguientes aspectos:<sup>5</sup> (véase apéndice).

- 1) Ninguna de las series utilizadas es estacionaria en niveles.
- 2) Consumo, *stock* de crédito, salario mínimo, distribución del ingreso y la proporción de la población total con respecto a la tasa de crecimiento de la población (RPOB) son  $I(1)$ . Salario mínimo sólo rechaza la hipótesis de  $I(1)$  al 10% de significancia.

<sup>2</sup> El parámetro 0 debe ser negativo para restaurar el equilibrio.

<sup>3</sup> Las bases teóricas del ECM están en el uso de optimizaciones intertemporales, costos de ajuste o formación de expectativas. (Véase Salmon, 1982, p. 615, Granger, 1991, p. 298, Maddala, 1989, p. 352.)

<sup>4</sup> Agradezco la sugerencia de un examinador anónimo de utilizar la prueba de Perron y Philips que permite una corrección no paramétrica y la prueba de análisis multivariado de cointegración de Johansen. Ensayos a este respecto sugieren que el tamaño de la muestra es insuficiente.

<sup>5</sup> El análisis incluyó la revisión de problemas de autocorrelación y el análisis del correlograma.

- 3) Las series que siguen una senda aleatoria con rumbo son consumo (al 10% de significancia), salario mínimo, distribución del ingreso y RPOB. En el caso del *stock* de crédito y salario mínimo no existe evidencia suficiente para rechazar la hipótesis de senda aleatoria sin rumbo.
- 4) Riqueza financiera, índice de precios, tipo de cambio real y población total son  $I(2)$ .
- 5) Ingreso Disponible puede ser  $I(2)$  sin embargo se utilizó como  $I(1)$ . Las razones de esta decisión están en el apéndice.
- 6) El flujo del crédito es  $I(0)$ .
- 7) La proporción entre el consumo y el ingreso disponible en niveles no es estacionaria. Esto indica la inexistencia de una relación en niveles estables y de equilibrio entre ambas variables.
- 8) La proporción en primeras diferencias del consumo y el ingreso disponible es estacionaria. Esto sugiere las ventajas de modelar estas variables en diferencias incluyendo un ECM.
- 9) Las variables que incluyen algún tipo de tendencia como *FIN* o *CREDIT* son en general  $I(1)$ . El valor de la prueba para *FIN* está muy cerca del valor crítico. (−3.22 por −3.24).

Los resultados de las pruebas de cointegración sugieren los siguientes puntos: (véase apéndice).

No existe un vector de cointegración simple que tenga sentido económico. Las regresiones que cointegran y tienen sentido económico son la (75a) y la (89a). Sin embargo, la regresión (75a) no está acotada lo que sugiere a la ecuación (89a) como la mejor solución.<sup>6</sup>

$$(89a) \quad LCt = -.06 + .61LYt + .19LSCREDt - .14DLTCRt + \\ + .17RPOB$$

Esta regresión tiene coeficientes con sentido económico. Los coeficientes  $b_1$  y  $b_2$  son positivos lo que sugiere que un incremento en ambas fuentes de ingreso genera un crecimiento positivo en el consumo.  $b_3$  es negativo.  $b_4$  es positivo considerando el siguiente argumento:

$$C = b_0 + b_4[(1/pob) * (dpob/dt) - 1] + \dots$$

La diferencial total con respecto a la población es:

<sup>6</sup> Se asume que cuando el crecimiento de la población es cero RPOB es cero.

$$DC/DPOB = -b_4 \{ ([1/pob)^* (dpob/dt)] - 2 * d/dpob [(1/pob)^* (dpob/dt)] \}$$

El término al cuadrado es positivo y el último término es negativo porque la tasa de crecimiento de la población disminuye cuando el flujo de la población es constante y el *stock* de la población aumenta.

De este modo, para que  $DC/DPOB$  sea positivo  $b_4$  debe ser positivo.

### 3. MODELOS DE CONSUMO EN MÉXICO

Algunas de las especificaciones econométricas sobre los determinantes del consumo en México son las siguientes: (véase CIDE, 1984).

MODEM:

$$1) LCt = b_0 + b_1T + b_2LYt + b_3LDIST + et$$

EXPECTACT:

$$2) Ct = b_0 + b_1Yt + b_2Yt-1 + b_3TCRt + et$$

GALILEO:

$$3) Ct = b_0 + b_1Yt + b_2Yt-1 + b_3DPOBt + b_4Mt + b_5SCRED + et$$

HACIENDA:

$$4) DC = b_0 + b_1DYt + b_2FINTt + et$$

SEPAFIN:

$$5) Ct = b_0 + b_1Yt + b_2Ct-1 + et$$

PROGRAMACIÓN Y PRESUPUESTO:

$$6) Ct = b_0 + b_1Yt + b_2Yt-1 + b_3Yt-2 + b_4CREDTt + et$$

WHARTON:

$$7) Ct = b_0 + b_1Yt + b_2Yt-1 + et$$

Estas ecuaciones fueron especificadas y estimadas con propósitos, muestras y definiciones distintas. No obstante, como menciona el profesor Hendry en sus clases (Granger, 1991) "un modelo, como un puente, debe tener un buen desempeño incluso cuando es usado con una muestra diferente". Asimismo estas ecuaciones puede utilizarse para analizar el criterio de englobamiento. Las estimaciones y pruebas básicas de estos modelos son las siguientes: <sup>7</sup>

<sup>7</sup> Los valores entre paréntesis son las  $t$ s. RHO y NRHO significan que se rechaza  $H_0$  y que no se rechaza  $H_0$  respectivamente. El número entre paréntesis abajo de CSUMQ indica

CUADRO 1

<i>Ecuación:</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Variable dependiente</i>	<i>LCt</i>	<i>Ct</i>	<i>Ct</i>	<i>DCt</i>	<i>Ct</i>	<i>Ct</i>	<i>Ct</i>
<i>bo</i>	.71 (2.2)	-4.87 (-3.8)	3.49 (2.6)	.58 (1.7)	.23 (.5)	28.24 (6.3)	.35 (.46)
<i>Yt</i>		.90 (4.9)	.55 (2.6)		.32 (4.5)	.27 (2.2)	.37 (1.9)
<i>Yt-1</i>		.08 (-.46)	.005 (.02)			.2 (1.1)	.44 (2.3)
<i>Yt-2</i>						.16 (1.1)	
<i>LYt</i>	.61 (7.0)						
<i>DYt</i>				.66 (5.5)			
<i>Ct-1</i>					.61 (7.3)		
<i>Mt</i>			.59 (2.5)				
<i>SCREDt</i>			-.04 (-.2)				
<i>LDISTt</i>	-.03 (.34)						
<i>TCRt</i>		.19 (4.6)					
<i>DPOBt</i>			1.38 (-1.1)				
<i>T</i>	.01 (4.0)						
<i>FINt</i>				.79 (-.95)			
<i>CREDITt</i>							20.14 (-6.2)

el primer año de rompimiento de los valores críticos. La prueba CHOW divide las muestras en 1976 y la prueba Predictiva de CHOW toma a los últimos cinco años del periodo como la segunda muestra.

CUADRO 2

<i>Ecuación:</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>R2</i>	.99	.99	.98	.59	.99	.99	.97
<i>F</i>	3329	621	426	18.7	1317	638	503
<i>RSS</i>	.011	20.96	16.4	11.1	15.1	12.5	39.0
<i>N</i>	29	28	28	28	28	27	28
1) <i>DW</i>	1.44	1.16	1.66	2.65	1.53	1.01	.41
2) <i>LM</i> (1)							
2a) <i>X2</i>	2.37	3.73	.09	3.80	.78	7.52	17.8
2b) <i>F</i>	2.14	3.53	.07	3.77	.69	8.11	42.2
3) <i>LM</i> (4)							
3a) <i>X2</i>	11.97	16.24	4.48	12.7	3.66	9.43	18.1
3b) <i>F</i>	3.69	6.9	.85	4.36	.79	8.11	9.74
4) <i>ARCH</i> (1)							
4a) <i>X2</i>	4.50	7.42	0.03	.50	10.8	1.86	9.43
4b) <i>F</i>	5.07	9.38	10.46	.48	16.3	1.85	13.2
5) <i>ARCH</i> (4)							
5a) <i>X2</i>	4.32	4.32	10.56	3.62	3.5	2.14	11.9
6) <i>GOLDFELD</i> — <i>QUANT</i>	2.56	115.6	137.4	10.9	37.1	12.4	94.2
7) <i>RAMSEYRESET</i>							
7a) <i>X2</i>	.18	1.6	.87	.14	2.00	14.4	2.86
7b) <i>F</i>	.15	1.4	.67	.12	1.93	24.3	2.73
8) <i>RAINBOW</i>	.95	8	18.7	3.81	7.44	6.05	17.04
9) <i>JARQUEBERA</i>	.25	2.71	11.2	0.59	1.35	.70	2.93
10) <i>CHOW</i>							
10a) <i>X2</i>	21.72	11.75	1.14	1.34	4.65	47.9	5.54
10b) <i>F</i>	5.43	12.91	.19	.44	1.55	9.59	1.8
11) <i>PRED-CHOW</i>							
11a) <i>X2</i>	9.64	86.44	189.5	41.6	78.5	48.7	186.0
11b) <i>F</i>	1.92	17.28	37.9	8.3	15.7	9.75	37.2
12) <i>CUSUM</i>	<i>NRHo</i>						
13) <i>CUSUMQ</i>	<i>RHo</i>						
	(76)	(72)	(74)	(73)	(71)	(73)	(71)
14) <i>WHITE</i>							
<i>R2</i>	.35	.82	.49	.01	.007	.36	.43
<i>F</i>	.55	10.8	.77		.04	1.93	4.51

Las estimaciones y las pruebas de diagnóstico de estos modelos indican los siguientes puntos:

Las ecuaciones reportadas presentan diversos problemas tales como autocorrelación, heteroscedasticidad, forma funcional, cambio estructural y especificación. Estos problemas aparecen con distinta intensidad y son detectadas por diferentes pruebas para cada una de las regresiones. Existe evidencia de autocorrelación en *WHARTON*, *PROGRAMA*, *MODEM* y *EXPECTACT* aunque el orden de esta es distinto. Los modelos que no muestran evidencia de autocorrelación son aquellos que fueron estimados en primeras diferencias o incluyen rezagos del consumo o del ingreso disponible.

La heteroscedasticidad está presente en todos los modelos con la excepción de *MODEM*.<sup>8</sup> Este problema es detectado como un incremento de la varianza a través del tiempo como lo muestra la prueba Goldfeld-Quandt. En *EXPECTACT*, *GALILEO*, *SEPAFIN* y *WHARTON* la heteroscedasticidad puede modelarse con un *ARCH* (1). Estos resultados son consistentes con el comportamiento general de las series donde se observa un aumento de la inestabilidad especialmente a partir de 1976. Existe evidencia de cambio estructural en todas las ecuaciones. Este cambio estructural es detectado para cada ecuación en diferentes años y por diferentes pruebas. La prueba *CHOW* rechaza la hipótesis de estabilidad en los parámetros en *MODEM*, *EXPECTACT* y *PROGRAMA*. Todas las ecuaciones con la excepción de *MODEM* rechazan la hipótesis de estabilidad con la prueba de pronóstico de *CHOW*. Esto refleja una vez más la dificultad para pronosticar los últimos años del periodo dada la creciente inestabilidad de las series.

No existe evidencia de cambio estructural con *CUSUM*. Sin embargo, todos los modelos rechazan la prueba de constancia en los parámetros utilizando *CUSUMO*. Las ecuaciones tienden a romper los valores críticos entre 1971 y 1974 con la excepción nuevamente de *MODEM* que lo hace hasta 1976.<sup>9</sup>

La hipótesis de forma funcional adecuada es rechazada por todos los modelos con la excepción de *MODEM*. *MODEM* es la única regresión que incluye variables en logaritmos y una variable de tendencia.

<sup>8</sup> La existencia de heteroscedasticidad afecta negativamente el poder de las pruebas *CHOW* que están elaboradas sobre el supuesto de varianza constante en ambas muestras.

<sup>9</sup> La existencia de cambio estructural sin la presencia simultánea de heteroscedasticidad en *MODEM* sugiere que la inestabilidad en los parámetros no es un problema de varianza que se detecta como un problema en la media. (Maddala, 1989, p. 219.)

Existen problemas de especificación reportados por la prueba de *WHITE* en *EXPECTACT*, *GALILEO* y *WHARTON*

Parecen existir problemas de normalidad en los errores en *GALILEO*. Estos resultados sugieren los siguientes aspectos:

Todas las regresiones anteriores con la excepción de *HACIENDA* están sujetas a la crítica de regresiones espurias. Esto supone que los resultados tienden a ser sobreoptimistas. En los modelos con problemas de especificación los estimadores son sesgados o en todo caso insesgados y consistentes pero ineficientes.

Los estimadores de la varianza son sesgados con la excepción de *MODEM*. Por tanto, las pruebas de significancia no son apropiadas en estos modelos. En general, el coeficiente de correlación y las pruebas *t* y *F* tienden a dar una visión sobreoptimista de las bondades de estas ecuaciones.

Todas las regresiones presentan al menos algún coeficiente no significativo al 5% y en algunos casos existen también coeficientes con valores o signos que no están en concordancia con la teoría económica.

En síntesis estas regresiones no pueden considerarse aproximaciones adecuadas del Proceso Generador de Información (*DGP*) o modelos congruentes.

Es evidente que los principales problemas de estas regresiones se concentran en el orden de integración de las series, el cambio estructural y la varianza creciente.

#### 4. DETERMINANTES DEL CONSUMO CON UN MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES

La especificación general inicial con variables  $I(1)$  puede definirse de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
 8) \quad LC_t = & b_0 + b_1 C_{t-1} + b_2 Y_t + b_3 Y_{t-1} + b_4 SCRED_t \\
 & + b_5 SCRED_{t-1} + b_6 DLM_t + b_7 DLP_t + b_8 DLTCR_t \\
 & + b_9 LDIST + b_{10} DLLDIST_{t-1} + b_{11} LW_t + b_{12} LW_{t-1} \\
 & + b_{13} RPOB + b_{14} RPOB + b_{15} DLHAB_t + e_t
 \end{aligned}$$

Algunos ejercicios econométricos imponiendo diferentes restriccio-

nes en los valores de los coeficientes indicaron los siguientes resultados:<sup>10</sup>

- 1) El modelo en primeras diferencias es aceptado por los datos.
- 2) Los coeficientes de  $LW_{t-i}$  y  $DLHAB$  no tienen sentido económico y son no significativos. La inclusión de estas series conduce a comportamientos extraños en los coeficientes de otras variables como distribución del ingreso. Le exclusión de  $DLHAB$  elimina problemas de autocorrelación.
- 3) Existen diversas restricciones que son admisibles para los datos pero que conducen a especificaciones finales diferentes.

Atendiendo a estos resultados la especificación inicial general con variables  $I(0)$  fue la siguiente: ( $R(89a)$ ) representa los residuales de la regresión de cointegración ( $R(89a)$ ):

$$9) \text{ } DLC_t = b_0 + b_1 DLY_t + b_2 DLSCRED_t + b_3 DLM_t + b_4 DLDIST_t + b_5 DDLP_t + b_6 DDLTCR_t + b_8 R(89a)_{t-1} + et.$$

Imponiendo diferentes restricciones admisibles para los datos es posible obtener la ecuación (10):

$$DLC_t = .01 + .49 DLY_t - .06 DDLTCR_t + .11 DRPOB_t + .31 DLDIST_t - .96 R(65)_{t-1}$$

(3.28)      (4.54)      (-3.08)                      (2.58)

(2.4)                      (-3.84)

$$R^2 = .82 \quad R^2 = .78 \quad RSS = 0075 \quad F(12) = 19.81$$

Autocorrelación:

$$DW = 2.31$$

<i>LM</i> :	<i>LM</i> (1)	<i>LM</i> (2)	<i>LM</i> (3)	<i>LM</i> (4)
<i>X</i> <sup>2</sup> :	1.47	3.38	4.18	4.44
<i>F</i> :	1.15	1.36	1.10	.86

<sup>10</sup> La prueba *F* debe realizarse una sola vez o de lo contrario pierde poder.

Heteroscedasticidad:

<i>ARCH</i> :	<i>ARCH</i> (1)	<i>ARCH</i> (2)	<i>ARCH</i> (3)	<i>ARCH</i> (4)
$X^2$	.24	1.46	1.56	2.41
$F(1.25)$	.22			

*GOLDFELD-QUANT*:  $F(7.7) = 4.5$

Forma funcional:

*RESET-RAMSY*:  $X^2(1) = .15$   $F(1.20) = .11$

*RAINBOW*:  $F(8.13) = .52$

*JARQUE-BERA*:  $X^2(2) = 2.33$

Cambio estructural:

*CHOW* (1960-1976, 1977-1988):  $X^2(6) = 12.04$   $F(6.15) = 2.0$

*CHOW-PREDICTIVA* (1960-1983):  $X^2(5) = 13.24$

$F(5.16) = 2.64$

*CUSUM:NRH<sub>0</sub>* *CUSUMQ:NRH<sub>0</sub>* (1978 está en el borde de la región crítica)

Especificación:  $R^2 = .84$   $F(16.9) = 3.07$

Esta ecuación no está sujeta a la crítica de regresión espuria. Asimismo, todos sus coeficientes son significativos con valores acordes con la teoría económica. Diversos intentos por reducirla utilizando el principio de parsimonia fueron infructuosos.<sup>11</sup>

Los resultados de las pruebas de diagnóstico son también alentadores. No existe evidencia sobre problemas de autocorrelación o forma funcional, incluso considerando pruebas más fuertes que el 5% de significancia. Los residuales se distribuyen normalmente. El coeficiente de determinación sugiere que el modelo se ajusta satisfactoriamente al comportamiento de los datos.<sup>12</sup>

La prueba *WHITE* sugiere problemas de especificación por el alto valor del coeficiente de determinación, sin embargo, el valor de la  $F$  es igual al valor crítico para rechazar la hipótesis nula de  $b_i = 0$ . Esto

<sup>11</sup> Para una definición del principio de parsimonia véase Granger, 1991.

<sup>12</sup> Un método para comparar los coeficientes de determinación de ecuaciones en diferencias con otras en niveles está en Maddala, 1989.

sugiere que el valor del coeficiente de determinación se debe al número de variables utilizado en la regresión.

Existe evidencia inconclusa sobre problemas de heteroscedasticidad y cambio estructural. La presencia de heteroscedasticidad es rechazada por la prueba *ARCH* mientras que no es rechazada por la prueba *GOLDFELD-QUANT*. No existe evidencia de cambio estructural considerando las pruebas *CHOW* y *CUSUM* mientras que *CUSUMQ* y *CHOW* predictiva tienen valores muy cercanos a la región de rechazo.

El conjunto de las pruebas sugieren que los coeficientes son consistentes y probablemente eficientes e insesgados.

Los resultados básicos de esta ecuación pueden resumirse en los siguientes puntos:

El intercepto es pequeño pero significativo:  $b_1$  y las estimaciones de la regresión de cointegración indican que la elasticidad ingreso del consumo en el corto plazo es .49 mientras que esta elasticidad en el largo plazo es .61.  $b_2$  indica que una mejora en la distribución del ingreso en una unidad implica un incremento en .31 en la primera diferencia del consumo. Este punto apoya la hipótesis sugerida por la economía estructuralista latinoamericana sobre la existencia de distintas propensiones a consumir dependiendo del nivel de ingreso y de la posición en la estructura económica.  $b_3$  muestra que casi todo el proceso de ajuste del mecanismo de corrección de errores se realiza en un año. El valor negativo en el *ECM* es perfectamente consistente con los supuestos de la teoría.  $b_4$  indica que un cambio en la primera diferencia de la tasa de cambio real tiene efectos negativos en el cambio en el consumo. Este efecto se explica considerando las transformaciones en los patrones de consumo de una economía abierta que enfrenta cambios en los precios relativos internos y externos.  $b_5$  sugiere que la primera diferencia de *RPOB* incrementan el consumo. Esta variable puede considerarse una proxy de los efectos de la población y del mercado de trabajo en el consumo.

Para comparar mejor la ecuación (10) se construyó la ecuación (11) utilizando la metodología de lo general a lo específico pero con un *ECM* que rechaza la hipótesis de cointegración por escaso margen. ( $R_{75a}$  representan los residuales de la ecuación (75a)):

$$(11) \quad DL C_t = .01 + .68 DHY_t + .21 DLDIST_t - .34 R_{(75a)} t-1 + e_t$$

(2.18)    (6.17)    (1.96)                    (-1.74)

$$R^2 = .72 \quad R^2 = .68 \quad RSS = .0121 \quad F(3.23) = 19.75$$

## Autocorrelación:

$$DW = 2.11$$

<i>LM</i> :	<i>LM</i> (1)	<i>LM</i> (2)	<i>LM</i> (3)	<i>LM</i> (4)
<i>X</i> <sup>2</sup> :	.71	.74	2.03	2.08
<i>F</i> :	.59	.54	.29	.39

## Heteroscedasticidad:

<i>ARCH</i> :	<i>ARCH</i> (1)	<i>ARCH</i> (2)	<i>ARCH</i> (3)	<i>ARCH</i> (4)
<i>X</i> <sup>2</sup> :	2.18	.71	.77	.96
<i>F</i> :	2.20			
<i>F</i> :	2.20			

$$GOLDFELD-QUANT = 3.04$$

## Forma funcional:

$$RESET-RAMSEY: X^2 = .04 \quad F(1.22) = .03 \quad RAINBOW = .44$$

$$JARQUE-BERA = 2.91$$

## Cambio estructural:

$$CHOW (1960-1976, 1977-1988): X^2 = 6.1 \quad F(4.19) = 1.52$$

$$CHOW-PREDICTIVA (1969-1983): X^2 = 218.92 \quad F(5.18) = 3.78$$

$$CUSUM: NRH_0 \quad CUSUMQ: RH_0 (1977)$$

## Especificación:

$$WHITE: r^2 = .16 \quad F(7.19) = .55$$

Esta regresión está sujeta a la crítica de regresión espuria pero sus otros estadísticos son ciertamente impresionantes. No existe evidencia de problemas de autocorrelación, heteroscedasticidad, forma funcional y los residuales se distribuyen normalmente. La ecuación ajusta los datos razonablemente bien. Las pruebas indican que los coeficientes son insesgados, consistentes y eficientes y las pruebas de significancia y los estimadores de la varianza son insesgados.

Los problemas de la ecuación (11) se concentran en la evidencia de cambio estructural. La prueba predictiva de *CHOW* rechaza la hipótesis nula con la *X*<sup>2</sup> pero no rechaza la misma hipótesis con la *F*. *CUSUMQ* indica la existencia de cambio estructural para 1977-1978.

El valor de los coeficientes están de acuerdo con la teoría económica aunque son distintos a los de la ecuación (10). El intercepto es relativamente similar. Sin embargo la elasticidad ingreso del consumo es mayor y el coeficiente de la distribución del ingreso es menor en la ecuación (11) que en la ecuación (10). Asimismo existe una gran diferencia en el coeficiente del *ECM*. En la ecuación (11) los agentes ajustan únicamente alrededor de un tercio mientras que en la ecuación (10) el ajuste casi se completa en el transcurso de un año. Esto sugiere que tales ecuaciones son excluyentes como modelos explicativos del mismo fenómeno.

#### *Análisis del cambio estructural y los coeficientes y residuales recursivos*

Un análisis más preciso sobre las dos ecuaciones anteriores puede realizarse utilizando los coeficientes y residuales recursivos. Los residuales recursivos son "la discrepancia (estandarizada) entre el valor actual de la variable dependiente en el tiempo  $t$  y el pronóstico óptimo utilizando únicamente la información contenida en las  $t-v$  observaciones previas" (Kramer y Sonnberger, 1990, p. 49). Los coeficientes recursivos son los valores de las sucesivas estimaciones de los  $b_i$  dadas por  $t$  cuando  $k < t < N$ . (Las ventajas de estos estadísticos están descritas en Dufour, 1982, y Galindo, 1990.)

Los resultados de estas pruebas para las ecuaciones (10) y (11) son los siguientes:

1) La prueba Dufour (Dufour, 1982) indica que los coeficientes son estables cuando sus primeras diferencias son cero o cercanas a cero. (Véase apéndice). El intercepto en ambas ecuaciones es en general estable con excepción de algunos años en las década de los setenta y ochenta. La evidencia para los otros coeficientes no es concluyente aunque pueden notarse algunos signos de inestabilidad. Estos cambios están dispersos por todo el periodo.

2) La prueba de fluctuaciones (Kramer y Sonnberger 1990) se basa en los niveles de los coeficientes recursivos. La prueba  $F$  está dada por:  $F_t = (t-K/S(T-K)) (XT)^{1/2} (bt-b)$ .

La hipótesis nula de constancia en los parámetros es rechazada cuando los valores del estadístico  $F_t$  es mayor que el valor  $F_t$  en cuadros. (Véase Kramer y Sonnberger).

Los resultados básicos son los siguientes: (véase apéndice).

1) En la ecuación (10) los coeficientes del *ECM*, *DLDIST* y *DRPOB* no muestran evidencia de cambio estructural. La constancia del coeficiente del *ECM* es consistente con la idea de que este término captura la relación de largo plazo o la posición de equilibrio.

2) El cambio estructural en la ecuación (10) se concentra entre 1974-1979 y 1983-1985 en el intercepto, *DLY* y *DDLTCR*. Esto expresa las dificultades para modelar una relación estable entre el consumo y sus determinantes dinámicos. La inestabilidad en el coeficiente de *DDLTCR* indica cambios que los patrones de consumo están asociados a la conducción de la política de tipo de cambio.

Las modificaciones más importantes en estos coeficientes parecen ocurrir durante periodos de depresión e inestabilidad económica. Esto sugiere que los agentes económicos tienen comportamientos y patrones de ajuste distintos durante fases de expansión que durante fases de depresión e inestabilidad económica.

3) En la ecuación (11) todos los coeficientes con la excepción de *DLDIST* rechazan la hipótesis de estabilidad en los parámetros. La hipótesis de estabilidad en los parámetros es rechazada por el intercepto para 1976-1987, para *DLY* en 1978-1979 y para el *ECM* después de 1980. Esto explica el rechazo de *CUSUMQ* para el periodo 1977-1978.

La inestabilidad en el coeficiente *DLY* muestra nuevamente las dificultades para especificar una relación estable entre el consumo y el ingreso. El cambio estructural en el coeficiente del *ECM* significaría entonces una modificación en la relación entre el consumo y sus determinantes de largo plazo y un cambio en el proceso de ajuste a través de la corrección de errores pasados. No es una coincidencia que este cambio suceda durante un periodo de depresión e inestabilidad económica.

La diferencia básica entre ambos modelos es el vector de cointegración. Esto es, la ecuación (10) que contiene un vector de cointegración muestra relaciones más estables que la ecuación (11) que carece de este vector de cointegración. Este punto se refleja en las pruebas de estabilidad de los parámetros en donde la ecuación (10) rechaza la hipótesis de cambio estructural en la mayoría de sus parámetros mientras que la ecuación (11) está en la situación inversa.<sup>13</sup>

<sup>13</sup> Este resultado muestra uno de los problemas de las estimaciones en niveles. Estas ecuaciones no son similares al vector de cointegración de la ecuación (75) y por tanto es difícil que tengan coeficientes estables.

El coeficiente de *DLDIST* es relativamente estable en ambas ecuaciones. Sin embargo, esta variable no se incluye en el vector de cointegración de la ecuación (10). Esto puede explicarse estimando la ecuación (10) sólo para el periodo 1960-1976. Para estos años *DLDIST* y *DDLTCR* no tiene *t* significativas. Esto implica que estas variables se hicieron importantes como determinantes del consumo en los últimos quince años junto con el inicio de la inestabilidad y recesión económica y la modificación de políticas económicas.

### *Comparación entre modelos*

La comparación entre modelos se realizó con la prueba J. (Patterson, 1985). Esta prueba se realizó incluyendo en cada regresión la serie pronosticada de la variable dependiente de otra ecuación y evaluando entonces el estadístico *t*. Los resultados de esta prueba son los siguientes: (Algunos de los casos analizados son modelos no anidados).

1) Ninguna de las ecuaciones (1) (2) (3) (4) (5) (6) (7) puede considerarse un modelo superior y con la propiedad de englobamiento. Todos estos modelos pueden mejorarse incluyendo el consumo pronosticado de otra(s) ecuación(es).

2) La ecuación (11) no tiene un *t* significativo con los valores pronosticados de las ecuaciones (1) a (7) no obstante que el valor de los *t* son altos en algunos casos. Sin embargo, los valores pronosticados de la ecuación (10) tienen un *t* significativo cuando son incluidos en la ecuación (11). Esto implica que existe información en el modelo (10) que puede utilizarse para mejorar la ecuación (11).

3) La ecuación (1) no es explicada por ningún otro modelo mientras que los pronósticos de la ecuación (10) pueden ser utilizados para mejorar las propiedades de las otras ecuaciones. Esta prueba demuestra que la ecuación (10) cumple el criterio de englobamiento del resto de los modelos.

4) El que los pronósticos de los modelos con *ECM* tengan *t s* significativos en las otras ecuaciones mientras que lo opuesto no ocurra representa evidencia favorable para utilizar un *ECM* para modelar el consumo en México.

## CONCLUSIONES

- 1) Las ecuaciones uno a siete están expuestas a la crítica de regresiones espurias con la excepción de *HACIENDA*. Asimismo, tienen problemas de autocorrelación, heteroscedasticidad, forma funcional, especificación, cambio estructural, bajas pruebas de significancia o valores de parámetros sin sentido económico.
- 2) Las ecuaciones (10) y (11) que incluyen un *ECM* muestran mejores propiedades estadísticas. En particular, el *ECM* favorece la reducción de problemas de autocorrelación, heteroscedasticidad y cambio estructural.
- 3) La existencia de un vector de cointegración sugiere que el consumo establece una relación de equilibrio de largo plazo. Asimismo, la existencia de un vector de cointegración conduce a una mayor estabilidad en los parámetros y proporciona un modelo con la capacidad de englobamiento de otras especificaciones.
- 4) La selección entre las ecuaciones (10) y (11) demuestra la utilidad de los estadísticos recursivos y el principio de englobamiento. La ecuación (11) pudo ser seleccionada atendiendo sólo al primer grupo de pruebas y al principio de parsimonia. Sin embargo, los análisis posteriores demuestran que esta selección sería equivocada. En síntesis la elección entre las dos ecuaciones está dada por el siguiente dilema: La ecuación (10) con estabilidad en los parámetros y la capacidad para englobar a los otros modelos pero con posibles problemas de heteroscedasticidad contra la ecuación (11) sin problemas de heteroscedasticidad pero con inestabilidad en los parámetros y sin la propiedad de englobamiento. En este caso, la metodología econométrica sugiere seleccionar a la ecuación (10) como el modelo más congruente y representativo.
- 5) El uso de un vector de cointegración y de un *ECM* demuestra las ventajas de distinguir entre la posición de equilibrio de largo plazo y las condiciones del ajuste dinámico en al menos dos puntos:
  - 5a) El comportamiento del consumo es bastante complejo. La inexistencia de un vector de cointegración simple muestra las dificultades

para encontrar una ecuación en niveles sin problemas de inestabilidad en los parámetros.

5b) El consumo tiene distintos determinantes en el corto y largo plazos. En el largo plazo el consumo depende del ingreso disponible, el *stock* de crédito, la primera diferencia del tipo de cambio real y la proporción de la población total con respecto a su tasa de crecimiento. El ajuste dinámico de corto plazo depende del ingreso disponible, el tipo de cambio real, la distribución del ingreso y de la proporción de la población con respecto a su tasa de crecimiento consideradas en sus diferencias correspondientes.

6) El consumo en México debe modelarse utilizando diferentes patrones de ajuste para periodos de crecimiento estable y sostenido que para periodos de depresión e inestabilidad. Esto resulta particularmente cierto para los efectos de la distribución del ingreso en el consumo, que adquirió relevancia en los últimos quince años.

7) La ecuación (10) es un modelo relativamente congruente. Sin embargo persisten cierta incapacidad para captar la creciente inestabilidad de las series. En este sentido no resulta ocioso recordar la famosa frase "es imposible comparar el árbol gris de la teoría con el árbol verde de la vida".

#### APÉNDICE

Los estudios de largo plazo del consumo en México enfrentan el problema de elaborar series confiables y consistentes de largo plazo. Estos problemas estadísticos pueden conducir a estimaciones sesgadas e inconsistentes. (Stewart y Wallis, 1981, p. 137). En este trabajo se utilizó solamente información oficial en un marco contable consistente para reducir estos problemas. Las fuentes oficiales utilizadas fueron Sistemas de Cuentas Nacionales de la Secretaría de Programación y Presupuesto. El Banco de México y el Statistical Year Book del Fondo Monetario Internacional (1988). La mayoría de esta información puede obtenerse directamente de la base de datos de Macroasesoría Económica. Los

datos sobre consumo ( $C$ ), ingreso disponible ( $Y$ ) y salario mínimo ( $W$ ) fueron obtenidos de las Cuentas Nacionales. Ingreso Personal no fue utilizado por problemas de consistencia y orden de integración. Riqueza financiera ( $M$ ), *stock* de crédito ( $SCRED$ ), tipo de cambio ( $TC$ ) y el índice de precios ( $P$ ) (diflactor del PIB) fueron obtenidos de las estadísticas del Banco Cenral. Riqueza financiera fue aproximada por el  $M4$  y el crédito por el crédito total consolidado del sistema financiero. Población ( $HAB$ ) fue obtenida del INEGI, SPP. Precios externos es aproximado por el índice de precios de Estados Unidos ( $PUSA$ ). Distribución del ingreso ( $DIST$ ) es medido como la proporción entre sueldos y salarios totales e Ingreso Disponible. El tipo de cambio real ( $TCR$ ) es calculado por  $[(PUSA*TCR)/P]$ .  $RPOB$  es la proporción entre la población total y su tasa anual de crecimiento.  $CREDIT$  es la diferencia entre el flujo de crédito y su valor tendencial.  $[IN$  se definió como  $H$  ( $scred/Y$ )]. Todas las series están definidas para el periodo 1960-1988. No se incluyeron estadísticas sobre la tasa de interés o el empleo debido a las dificultades para construir series históricas confiables en el largo plazo, y a que diversos ejercicios utilizando proxies de estas variables, no fueron exitosos produciendo coeficientes con magnitudes y signos equivocados.

Las series utilizadas están en términos reales a menos que se indique lo contrario.

$L$  representa el logaritmo de las series.

### *Orden de integración de las series*

Las pruebas utilizadas son las siguientes:

$$1a) \quad Y_t = b_1 Y_{t-1} + e_t$$

$$2a) \quad DY_t = DY_{t-1} + e_t$$

$$3a) \quad DY_t = b_0 + b_1 T + b_2 Y_{t-1} + b_3 DY_{t-1} + e_t$$

$$4a) \quad DY_t = b_3 DY_{t-1} + e_t$$

$$5a) \quad DY_t = b_0 + b_3 Y_{t-1} + e_t$$

El *Dickey-Fuller* Aumentado ( $ADF$ ) incluye sólo dos rezagos. Esto se debe a que con estos rezagos se elimina normalmente la autocorrelación en datos anuales y al tamaño de la muestra.

CUADRO 1a. *Orden de integración*

<i>Ecuación:</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
6a)LC	378	5.26	5.5	5.67	2.43
7a)DLC	3.97	2.43	4.95	8.23	12.34
8a)LY	369	4.54	.46	5.23	4.85
9a)DLY	4.51	2.31	3.11	3.43	5.0
10a)DDLY	1.71	-6.79	4.76	7.83	11.74
11a)LM	117	3.09	1.9	5.71	1.68
12a)DLM	1.64	3.53	2.47	2.13	3.07
13a)DDL M	3.22	8.0	3.65	4.46	6.60
14a)LS CRED	103	2.16	.63	7.19	3.53
15a)DL S CRED	2.17	2.79	4.19	6.51	9.45
16a)LP	163	9.67	1.96	6.23	7.41
17a)DLP	10	1.10	2.05	2.63	2.50
18a)DDL P	.53	3.30	4.23	6.51	9.62
19a)LW	17	.76	1.21	2.80	3.41
20a)DLW	.92	6.15	3.49	4.32	6.10
21a)LDIST	101	0.0	.27	1.29	1.69
22a)DLDIST	.21	4.02	4.30	6.36	9.44
23a)LT CR	119	.16	1.54	1.21	1.81
24a)DLT CR	1.09	4.10	2.88	2.88	4.31
25a)DDL T CR	.51	5.61	3.76	5.20	7.92
26a)LHAB	957	24.60	2.08	3.64	2.49
27a)DHAB	47	.05	.93	2.33	3.26
28a)DDL HAB	2.92	8.71	4.10	5.66	8.44
30a)LRPOB	189	1.07	1.32	4.11	3.55
31a)DLRPOB	2.65	0.27	4.14	5.76	8.59
32a)LY	198	.30	.36	1.72	6.68
33a)LCY	1.0	6.13	3.22	3.50	5.29
34a)DCDY	1.83	3.46	4.11	6.21	9.14
35a)FIN	26.0	.28	2.08	4.50	2.33
36a)CREDT	445	.08			
37a)DFIN	.53	3.74			
38a)DCREDT	.17	-3.96			

*Ingreso disponible*

El uso del ingreso disponible como  $I(1)$  atiende a las siguientes razones.

a) La existencia de cambios abruptos en la serie especialmente a partir de 1980 y el tamaño de la muestra sugieren que las pruebas tienen menos poder. La prueba para raíces unitarias de la ecuación (3) está muy cerca de rechazar  $H_0$  al 10 de significancia. Esta divergencia podría explicarse atendiendo al sesgo en la prueba.

b) El correlograma indica que la serie es estacionaria en primera diferencia primero con una media arriba de cero y posteriormente con una media cercana a cero. Entre estos dos periodos existe un cambio estructural en la serie lo que disminuye el poder de las pruebas.

c) Los resultados de las pruebas, el procedimiento en dos etapas de cointegración y el análisis de diversas regresiones de consumo incluyendo el ingreso disponible en niveles y en diferencias indican que es poco plausible que esta variable sea  $I(2)$  mientras que el consumo sea  $I(2)$ .

d) La proporción en primeras diferencias del consumo y el ingreso disponible es estacionaria lo que sugiere que los movimientos dinámicos entre estas dos variables tienden a cancelarse entre sí.

Todos estos argumentos sugieren que el Ingreso Disponible sea considerado como  $I(1)$ .

### *Cointegración*

Las especificaciones más relevantes de las pruebas de cointegración son las siguientes: (Con una estrella se señalan aquellas ecuaciones que disponen de un vector de cointegración).

CUADRO 2a. *Cointegración*

	<i>DF</i>	<i>ADF</i>
39a) $LC = F(b_0, LY)$	.59	1.37
40a) $LC = F(b_0, LM)$	2.56	1.52
41a) $LC = F(b_0, DLM)$	2.17	1.59
42a) $LC = F(b_0, LSCRED)^*$	3.62	2.32
43a) $LC = F(b_0, LCRED)$	1.86	1.66
44a) $LC = F(b_0, LP)$	1.20	1.44
45a) $LC = F(b_0, DLP)$	-2.52	2.10

CUADRO 2a. (Continúa)

	DF	ADF
46a)LC = F(b0, LW)	.15	.55
47a)LC = F(b0, LDIST)	.60	.20
48a)LC = F(b0, LTCR)	1.11	.04
49a)LC = F(b0, DLTCR)	1.12	.92
50a)LC = F(b0, LHAB)	2.22	-2.15
51a)LC = F(b0, RPOB)	2.45	-2.16
52a)LC = F(b0, LY, LM)	1.45	.75
53a)LC = F(b0, LY, DLM)	1.22	1.0
54a)LC = F(b0, LY, LSCRED)	2.09	1.01
55a)LC = F(b0, LY, DLSCRED)	1.50	1.51
56a)LC = F(b0, LY, DLP)*	4.04	2.04
57a)LC = F(b0, LY, LP)*	3.79	3.31
58a)LC = F(b0, LY, LW)	3.33	2.51
59a)LC = F(b0, LP)	1.20	1.44
60a)LC = F(b0, LY, LTCR)	2.83	3.55
61a)LC = F(bJ, LY, DLTCR)	.65	1.20
62a)LC = F(b0, LY, LHAB)	3.34	3.12
63a)LC = F(b0, LY, RPOB)	3.62	2.0
64a)LC = F(b0, LSCRED, LM)	3.19	1.83
65a)LC = F(b0, LSCRED, DLM)	3.61	2.50
66a)LC = F(bJ, LSCRED, DLP)	3.53	2.32
67a)LC = F(b0, LSCRED, LDIST)*	3.75	2.48
68a)LC = F(b0, LSCRED, LHAB)	2.85	2.37
69a)LC = F(b0, LSCRED, RPOB)	3.70	2.45
70a)LC = F(b0, LY, LM, LTCR)	2.99	-3.02
71a)LC = F(b0, LY, LM, LSCRED)	.09	.13
72a)LC = F(b0, LY, DLM, LSCRED)	2.87	1.84
73a)LC = F(b0, LY, DLM, DLTCR)	1.24	1.49
74a)LC = F(b0, LY, LM, LDIST)	3.24	1.83
75a)LC = F(b0, LY, LM, LHAB)*	5.12	5.61
76a)LC = F(b0, LY, LM, LW)*	5.15	3.82
77a)LC = F(b0, LY, LSCRED, DLP)*	4.22	3.09
78a)LC = F(b0, LY, LSCRED, LDIST)*	-4.58	5.65
79a)LC = F(b0, LSCRED, LHAB)	3.87	4.08
80a)LC = F(b0, LY, LSCRED, RPOB)	3.58	2.40
81a)LC = F(b0, LY, LSCRED, DLHAB)	3.35	2.23
82a)LC = F(b0, LY, LP, LW)	3.83	3.26

CUADRO 2a. (Continúa)

	DF	ADF
83a)LC = F(b0, LSCRED, LM, LDIST)	3.24	1.83
84a)LC = F(b0, LSCRED, LM, RPOB)	3.10	1.71
85a)LC = F(b0, LY, LM, LSCRED, LDIST)*	3.37	5.98
86a)LC = F(b0, LY, DLM, LSCRED, DLTCR)*	3.43	2.15
87a)LC = F(b0, DLY, LSCRED)*	4.26	2.57
88a)LC = F(b0, DLY, LSCRED, LDIST)*	4.27	2.28
89a)LC = F(b0, LY, LSCRED, DLTCR, LRPOB)*	6.61	2.44

\* Las estrellas indican los vectores que rechazan la hipótesis de  $I(0)$  en los residuales.

CUADRO 3a. Prueba Dufour

Ecua- ción (10):	b0	b1	b2	b3	b4	b5
1969	.03	.392	.196	.052	.228	.073
1970	.007	.100	.149	.150	.101	.035
1971	.005	.073	.034	.11	.017	.019
1972	.000	.014	.006	.037	.001	.004
1973	.000	.001	.014	.024	.014	.002
1974	.001	.019	.003	.024	.029	.006
1975	.000	.003	.006	.003	.010	.002
1976	.000	.021	.008	.054	.120	.003
1977	.005	.069	.063	.041	.026	.012
1978	.000	.000	.000	.000	.000	.000
1979	.000	.003	.016	.391	.006	-.037
1980	.009	.158	.081	.601	.033	-.015
1981	.001	.002	.013	.096	.002	.025
1982	.001	.019	.011	.022	.010	.001
1983	.003	.044	.024	.011	.009	.006
1984	.001	.023	0.10	.000	.009	.004
1985	.000	.006	.002	.050	.003	.003
1986	.012	.224	.102	.145	.018	.000
1987	.001	.003	.033	.200	.003	.018
1988	.000	.001	.001	.016	.000	.002

CUADRO 3a. (Continúa)

<i>Ecuación</i> (11):	<i>b</i> 0	<i>b</i> 1	<i>b</i> 2	<i>b</i> 3
1967	.001	.040	.056	— .306
1960	.005	.183	.000	.863
1969	.010	.112	.066	.113
1970	.002	— .057	.003	.186
1971	.013	.126	.112	.205
1972	.001	.040	.006	— .240
1973	.000	.010	.043	.115
1974	.000	.004	.001	.013
1975	.000	.002	.001	.000
1976	.000	.013	.012	.006
1977	.002	.026	.011	.047
1978	.001	.027	.002	0.90
1979	.000	.012	.006	.035
1980	.007	.110	.063	.454
1981	.000	.021	.010	.194
1982	.001	.023	.003	.003
1983	.000	.004	.009	.002
1984	.000	.011	.002	.061
1985	.001	.009	.000	.002
1986	.012	— .205	.050	.125
1987	.002	.005	.071	.151
1988	.000	.010	.046	.049

CUADRO 4a. Prueba de fluctuaciones

<i>Ecuación</i> (10):	<i>b</i> 0	<i>b</i> 1	<i>b</i> 2	<i>b</i> 3	<i>b</i> 4	<i>b</i> 5
1968	.44	.31	.03	.01	.52	.09
1969	.41	.38	.09	.06	.10	.05
1970	.47	.45	.35	.18	.74	.02
1971	.41	.40	.54	.16	1.14	.10

CUADRO 4a. (Continúa)

<i>Ecua- ción (10):</i>	<i>b0</i>	<i>b1</i>	<i>b2</i>	<i>b3</i>	<i>b4</i>	<i>b5</i>
1972	.55	.62	.64	.23	1.39	.10
1973	.67	.76	.74	.25	1.87	.11
1974	.92	.95	.88	.33	2.62	.08
1975	1.06	1.10	1.05	.37	2.72	.11
1976	1.17	1.14	1.12	.32	.91	.15
1977	1.78	1.57	.96	.44	.50	.05
1978	1.97	1.74	1.07	.49	.56	.06
1979	2.16	1.93	1.26	1.42	.70	.36
1980	1.34	1.10	.06	.06	.02	.38
1981	1.32	1.28	1.02	.32	.02	.27
1982	1.13	1.26	1.10	.28	.35	.20
1983	1.67	1.65	1.00	.26	.62	.41
1984	1.60	1.74	1.05	.28	.40	.35
1985	1.70	1.71	1.15	.12	.56	.31
1986	.36	.03	.30	.66	.11	.31
1987	.19	.009	.009	.06	0.0	.03
1988	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0

  

<i>Ecua- ción (11):</i>	<i>b0</i>	<i>b1</i>	<i>b2</i>	<i>b3</i>
1966	.34	.20	.06	.21
1967	.53	.30	.09	.50
1968	.97	.71	.13	.30
1969	.99	.76	.44	.40
1970	1.12	.83	.06	.30
1971	.82	.73	.34	.37
1972	.90	.71	.42	.36
1973	1.02	.78	.34	.60
1973	1.02	.78	.34	.60
1974	.91	.91	.39	.72
1975	1.36	.99	.42	.00
1976	1.56	1.14	.52	.88
1977	1.90	1.39	.52	.86
1978	2.14	1.63	.54	1.22

CUADRO 4a. (Continúa)

<i>Ecuación</i> (11):	<i>b</i> 0	<i>b</i> 1	<i>b</i> 2	<i>b</i> 3
1979	2.30	1.68	.62	1.20
1980	1.62	1.13	.29	2.80
1981	1.61	1.33	.43	2.29
1982	1.70	1.26	.47	2.43
1983	1.95	1.32	.58	2.57
1984	2.05	1.47	.62	2.96
1985	2.29	1.46	.64	3.09
1986	.15	.13	.20	2.69
1987	.15	.09	.39	3.54
1988	0.0	0.0	0.0	0.0

CUADRO 5a. Prueba J.

	(10)	(11)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
(10)		3.64	.43	.92	1.56	3.87	6.08	1.04	.51
(11)	.33		.00	.56	.15	1.62	4.44	.24	1.47
(1)	0.0	1.30			1.60	1.25	.51	4.36	1.94
(2)	.13	1.45	.19		2.37	1.47	1.26	1.36	4.66
(3)	.15	1.33	1.04	3.42		1.43	1.76	3.97	5.74
(4)	0.0	.69	.27	1.47	.77		3.31	1.23	3.65
(5)	.67	1.28	1.04	4.95	3.66	1.25		3.29	0.17
(6)	.11	1.51	1.18	3.98	5.16	1.54	3.00		6.95
(7)	.08	1.38	.47			1.35	3.35		

Las columnas representan las regresiones y las filas de variable pronosticada incluida en cada regresión. Los valores reportados son las *t* s correspondientes.

## BIBLIOGRAFÍA

- Ando y Modigliani, "The life cycle hypothesis of saving: aggregate implications and tests", *American Economic Review*, 53, 1963, pp. 55-84.
- Banco de México, *Carpeta de Indicadores Económicos*.
- Banerjee A., Dolado J., Hendry D., Smith G., "Exploring equilibrium relationships in econometrics through static models: some monte-carlo evidence", Oxford, *Bulletin of economics and statistics*, 48, 1986.
- Currie D., "Some long run features of dynamic time series models", *The Economic Journal*, 71, September, 1981.
- Davis E., *The consumption function in macroeconomics models: a comparative study in Applied Economics*, 1984, pp. 799-838.
- Davinson, Hendry, Srba y Yeo, "Econometric modelling of the aggregate time series relationship between consumer expenditure and income in the United Kingdom", *The Economic Journal*, 88, december 1978, pp. 661-692.
- Deaton A., "Involuntary saving through unanticipated inflation", *American Economic Review*, december 1977, pp. 899-910.
- , "Wealth effects on consumption in a modified cycle model", *Review of Economic Studies*, 39, 1972, pp. 443-453.
- Deaton and Mueballe, *Economics and consumer's behaviour*, Cambridge University Press, 1980.
- Dickey and Fuller, "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, 49, July 1981.
- Drobny and Hall, "An investigation of the long run properties of aggregate non-durable consumers expenditure in the United Kingdom", *the Economic Journal*, 99, junio 1989.
- Dofour J., "Recursive stability analysis", *Journal of Economic Theory* 1982, pp. 31-76.
- Engle and Granger, "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55, marzo 1987.
- Engle and Yoo, "Forecasting and testing in cointegrated systems", *Journal of Econometrics*, 35, 1987, pp. 143-159.
- Evans, *Macroeconomic Activity: Theory, forecasting and control*, Harper International Edition, 1969.
- , *The aggregate consumption function in Mathematical Methods of Economics*, edit Van Der Ploeg, John Williams sons, 1984, pp. 95-120.
- Galindo, *A long term consumption function model for Mexico with cointegration and error correction (1960-1988)*.
- Granger (editor), *Modelling Economic series: readings in Econometric Methodology*, Clarendon Press, 1991, Oxford.
- Hall, "Stochastic implications of the life cycle permanent income hypothesis: theory and evidence", *Journal of Political Economy*, 86, 1978, pp. 971-978.

- Harvey, *The econometric analysis of time series*, LSE Handbook of economics, Philip Allan, 1990, London.
- Hendry and Von Ungern-Sternberg, *Liquidity and inflation effects on consumers expenditure, in Essays in the theory and mesure of consumer behaviour*, Cambridge University Press.
- Hendry, "Econometric Modelling: the 'consumption function in retrospect'", *Scottish Journal of Political Economy*, noviembre, 1983.
- Hendry and Ericsson, "An econometric analysis of the U. K. money demand in monetary trends in the United States and the United Kingdom", *The American Economi Review*, marzo, 1990.
- Judge, Griffiths, Hill and Lee, *The theory and practice of econometrics*, New York, 1985.
- Kramer and Sonberger, *The liner regression model under test*, Phisical Verlag, Heilderber wien, 1990.
- Macroasesoría económica, *La realidad económica mexicana*.
- Maddala, *Introduction to econometrics*, Macmillan International, New York, 1989.
- Molana, "The time series consumption function: error correction, rando walk and the steady state", *Eionomic Journal*, 101, mayo, 1991, pp. 302-403.
- Muelballuer and Murphy, "Why has U. K. personal saving collapsed", *Credit Suisse First Boston Economics*, julio, 1989.
- Muscattelli and Hurn, "Cointegration and dynamic time series model", *Discussion papers*, University of Glasgow, 1990.
- Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 1986.
- Patterson, "Income adjustment and the role of consumers in some leading consumption functions", *Economic Journal*, 95, Junio, 1985, pp. 469-474.
- Pesaran and Pesaran, *DATA-FITA* Oxford University Press, 1987.
- Ros, (Editor), *Economía Mexicana*, Serie Temática, MODEM, CIDE, 1984.
- Salmon, "Error correction mechanisms", *Economic Journal*, 92, Septiembre, 1982, pp. 615-629.
- Spanos, *Statistical Foundations of Econometric Modelling*, Cambridge University Press, Cambridge, 1986.
- Stewart and Wallis, *Introductory Econometrics*, Blacwell, 1981.
- Wallis, *Topics in Applied Econometrics*, Minesota, 1980.