

LA COINTEGRACION DEL CONSUMO Y EL PIB EN VENEZUELA: 1982 - 1993

Olesia Cárdenas de Bernal
Profesora de la Escuela de Economía, UCV

RESUMEN

La modelización de la función consumo ha recibido una mayor atención de los investigadores tanto teóricos como empíricos. Para modelar los gastos en consumo privado de bienes y servicios en Venezuela, desde el primer trimestre de 1982 hasta el cuarto trimestre de 1993, en este artículo se aplican algunas de las técnicas más recientes como: análisis de estacionariedad de las series temporales utilizadas, incorporación de un mecanismo de corrección de errores y de las nociones relacionadas con cointegración, constancia de los parámetros del modelo y bondad de ajuste. Se realiza empíricamente una especificación dinámica para un modelo autorregresivo con rezagos distribuidos, utilizando como variables explicativas el producto interno bruto, el Índice de precios al consumidor y el agregado monetario M_2 . El modelo estimado demuestra ser empíricamente constante en sus parámetros, así como también ser congruente con todos los supuestos teóricos que deben cumplirse en la estimación econométrica.

PALABRAS CLAVES: econometría; consumo; gastos

Introducción

El enfoque clásico en la modelización econométrica ha enfrentado en las dos últimas décadas fuertes críticas, las cuales surgen como consecuencia de la inestabilidad observada en las economías occidentales a raíz de la crisis petrolera de los años sesenta y que acarrearón como consecuencia, cambios radicales en el comportamiento de los modelos macroeconómicos de gran escala formulados hasta ese entonces.

En este contexto surge la metodología de modelización ARIMA propuesta por Box y Jenkins (1970), en la que se resalta la propiedad de "estacionariedad de una variable"¹ como requisito básico para su modelización. A pesar de la manifiesta no estacionariedad que presentan la mayoría de las series económicas (Nelson y Plosser, 1982), una gran cantidad de los trabajos que se venían realizando se basaban en la consideración de que la no estacionariedad de las series utilizadas no alteraba significativamente la inferencia sobre los resultados de los modelos.²

¹ Existen series de variables económicas que presentan una clara inclinación a permanecer durante largos períodos por encima o por debajo de su valor medio en la muestra, lo que refleja la "no estacionariedad" de las mismas (random walk).

² Si alguna de las variables incluidas en el modelo es "no estacionaria", no se podrá realizar inferencia válida sobre los estimadores hallados a través del método de

La concepción moderna de la modelización econométrica cuenta con extensa literatura, desde el primer aporte de Fuller en la década de los setenta con relación a la existencia de raíces unitarias, hasta la propuesta formulada por Davidson, Hendry, Srba y Yeo (1978) conocida como mecanismo de corrección de errores, y la introducción del concepto de cointegración por Granger en 1983. El concepto de cointegración conjuga los conceptos de estacionariedad y orden de integración implícitos en la metodología de Box y Jenkins, permitiendo la posibilidad de contrastar la existencia de relaciones de largo plazo entre las variables, y la modelización conjunta con relaciones de corto plazo a través de un modelo con mecanismo de corrección de errores.

El objeto del presente artículo, consiste en aplicar algunas de las técnicas más recientes para modelar la función consumo en la economía venezolana, tomando como referencia el modelo DHSY para gastos en consumo agregado en el Reino Unido, formulado por Davidson, Hendry, Srba y Yeo (1978), y reexaminado por Hendry y Von Ungem-Stemberg (1981), Patterson (1986), Hendry, Muelbauer y Murphy (1990).

Desde el punto de vista de la metodología utilizada, que incluye modelización de lo general a lo específico, estabilidad, estacionariedad y cointegración, la ecuación estimada demuestra ser empíricamente constante en sus parámetros y congruente con todos los supuestos teóricos que deben cumplirse en la estimación econométrica, pudiendo ser de utilidad a aquellos investigadores interesados en el tema.

Materiales y métodos

Se estima la función consumo utilizando series de datos trimestrales³ desde el primer trimestre de 1982 (1982Q1) hasta el cuarto trimestre de 1993 (1993Q4), para los gastos en consumo privado de bienes y servicios (cpriv), el producto interno bruto (pib), el índice de precios al consumidor (ipc), y el agregado monetario (m_2).⁴ El pib y m_2 se consideran como variables proxy de

mínimos cuadrados ordinarios, dados los supuestos de no aleatoriedad de las variables explicativas, y de estacionariedad del término de perturbación aleatoria. La no consideración de este fenómeno puede conducir a cometer errores en la inferencia estadística, y aceptar relaciones entre las variables de tipo espurio.

³ Series de datos trimestrales del Banco Central de Venezuela (no publicados).

⁴ cpriv = gastos reales en consumo de bienes y servicios del sector privado; pib = producto interno bruto real; m_2 = liquidez monetaria real (monedas + billetes + depósitos a la vista + depósitos de ahorro + depósitos a plazo fijo + bonos quirografarios); ipc = índice de precios al consumidor para el Área Metropolitana de Caracas (1984=100).

ingreso disponible y riqueza, respectivamente. Todas las variables se toman en valores reales (excepto el ipc) y en logaritmos.

Para detectar la estacionariedad de las series,⁵ se usan los contrastes basados en regresiones de Dickey-Fuller y Dickey-Fuller Aumentado (1979, 1981). En dichos tests se contrasta la hipótesis nula de "existencia de raíces unitarias" y, de no existir suficiente evidencia en la muestra para rechazar esa hipótesis, se diferencia la serie de acuerdo al orden de integración de la variable, repitiéndose el proceso hasta obtener su estacionariedad.

Existen muchas situaciones en economía en que variables que son "no estacionarias", muestran una relación estable a través del tiempo, lo que sugiere la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre ellas, definida como relación de cointegración. Para la estimación de los vectores cointegrantes, en este trabajo se usa el método de máxima verosimilitud con información completa de Johansen (1988).

Se utiliza en la estimación de los parámetros de la regresión el método de mínimos cuadrados ordinarios, y se aplican las siguientes pruebas para contrastar la hipótesis nula de cumplimiento de los supuestos fundamentales del modelo de regresión lineal: 1) el contraste de Durbin-Watson (1950) para detectar no autocorrelación serial de los residuos, y el de los multiplicadores de Lagrange (Godfrey, 1978a, 1978b); 2) el contraste de Bera y Jarque (1981) para la normalidad de los residuos; 3) el contraste de Koenker (1981) para detectar la homocedasticidad de los errores; 4) el Ramsey's Reset test (1969) para contrastar si la forma funcional ha sido bien especificada.

A fin de contrastar la estabilidad de los coeficientes del modelo, se usa el test de Chow de Fallo Predictivo (1960), así como una visualización gráfica de los contrastes CUSUM y CUSUMQ (Brown, 1975) basados en los residuos recursivos.

Finalmente, para determinar la bondad del ajuste, se compara el modelo estimado (modelo A), con un sencillo modelo autorregresivo con rezagos distribuidos de orden cuatro para el consumo privado y el ingreso personal disponible (modelo B), y con un modelo sin mecanismo de corrección de errores (modelo C) que estima el consumo privado en función del ingreso personal disponible, la tasa de interés promedio, el índice de precios al consumidor y el agregado monetario m_2 . A los efectos se utiliza el clásico coeficiente de determinación R^2 , el criterio de información de Akaike (1973), el

⁵ Si existe una variable x_t "no estacionaria", existirán "d" raíces unitarias, por lo que la variable se dice que es integrada de orden "d" ($x_t \sim I(d)$), y su d-ésima diferencia: $\Delta_d x_t = x_t - x_{t-d}$, será estacionaria e integrada de orden cero ($I(0)$), oscilando de modo puramente aleatorio alrededor de su valor medio.

criterio Bayesiano de Schwarz (1978), y los contrastes: N (Cox, 1961), NT de Cox ajustado (Godfrey y Pesaran, 1983), W de Wald (Godfrey y Pesaran, 1983), J (Davidson y Mackinnon, 1981), y JA (Fisher y McAleer, 1981).

La aplicación de los métodos citados se hace utilizando el paquete de computación Microfit.

Resultados

En el gráfico 1 se observa el comportamiento del logaritmo de las series utilizadas.

Del análisis de los resultados en los cuadros 1 y 2, se acepta la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria para las variables *cpriv*, *pib*, *m₂* y $\Delta_4 ipc$,⁶ y de dos raíces unitarias para el *ipc*, por lo que se procede a la diferenciación de las series hasta obtener su estacionariedad.

Se examina la existencia de relaciones de largo plazo entre las variables utilizando el método propuesto por Johansen, observando en el cuadro 3 que tanto el estadístico basado en el máximo autovalor, como el basado en la traza, favorecen la hipótesis de una única relación de cointegración. El vector normalizado denotado por *ecm* que aparece en el cuadro 4 establece la relación $cpriv = 0,8301 pib - 0,41757 \Delta_1 \Delta_4 ipc$, estando los signos de los coeficientes acordes con la teoría económica, y la elasticidad del *pib* cercana a la unidad. Esta relación de cointegración, sólo fue posible hallarla con los datos disponibles, utilizando el *pib* como variable proxy del ingreso disponible.

Finalmente

Finalmente se considera el siguiente modelo general autorregresivo con cuatro rezagos distribuidos (Se utilizan cuatro rezagos por tratarse de datos trimestrales) y mecanismo de corrección de errores, donde se relaciona los gastos reales de los consumidores en bienes de servicios con el producto interno bruto real, el índice de precios al consumidor y la liquidez monetaria real:

$$\Delta cpriv_t = \sum_{i=0}^4 (\alpha_i \Delta cpriv_{t-i}) + \sum_{i=1}^4 (\beta_i \Delta pib_{t-i} + \gamma_i \Delta m_{2,t-i}) + \sum_{i=0}^4 (\eta_i \Delta \Delta ipc_{t-i}) + \mu_0 + \mu_1 \Delta_1 \Delta_4 ipc_t + \mu_2 ecm_{t-1} + \mu_3 D87Q2 + \mu_4 D85Q4 + u_t$$

⁶ Para medir aproximadamente la tasa de inflación anual, la variable *ipc* se ajusta diferenciando estacionalmente la serie ($\Delta_4 ipc_t = ipc_t - ipc_{t-4}$).

siendo: $ecm = (c_{priv} - 0.8301 pib + 0.41757 \Delta_1 \Delta_4 ipc)$, y D87Q2 y D85Q4 variables dummy que toman el valor "1" en 1987Q2 y 1985Q4 respectivamente, y el valor "0" en el resto de los trimestres. La inclusión del término $\Delta_1 \Delta_4 ipc_t$ en la formulación del modelo obedece a la experiencia con el modelo DHSY⁷ (Davidson, Hendry, Srba y Yeo, 1978), esperando que su coeficiente en la regresión sea negativo, dado que los consumidores reducirán su consumo real en el caso particular de crecimientos en la inflación.

Después de un proceso de reducción del modelo general de partida, los resultados se resumen en el cuadro 5, pudiendo observarse la capacidad explicativa en el gráfico 2. A continuación se presenta la ecuación estimada para la función consumo:

$$\begin{aligned} \Delta c_{priv}_t = & 2.6340 + 0.88632 \Delta pib_t + 0.91872 \Delta \Delta ipc_t - 0.72302 \Delta \Delta ipc_{t-4} - \\ & 0.48507 \Delta_1 \Delta_4 ipc_t \\ & (0.19281) \quad (0.29062) \quad (0.13957) \quad (0.1638) \quad (0.15338) \\ & + 0.41032 \Delta c_{priv}_{t-1} + 0.36196 \Delta c_{priv}_{t-2} - 1.8246 ecm_{t-1} - 0.12342 D87Q2 \\ & + 0.097271 D85Q4 \\ & (0.10821) \quad (0.083637) \quad (0.19986) \quad (0.042518) \\ & (0.04034) \end{aligned}$$

Económicamente todos los signos están en concordancia con lo esperado, observándose que los cambios en el consumo privado real de bienes y servicios en el trimestre t , son afectados positivamente por cambios en el consumo en los dos trimestres anteriores, cambios en el *pib* en el trimestre actual, y cambios en el *ipc* tanto en el trimestre actual como en el año anterior. El efecto de los cambios en el *pib* es positivo y cercano a la unidad, y de los cambios globales en el *ipc* es negativo (considerando los coeficientes de los tres miembros que incluyen dicha variable). El coeficiente sobre el término $\Delta_1 \Delta_4 ipc_t$ y el ajuste de largo plazo recogido en el *ecm* es significativo y negativo como era de esperarse. Las variables dummy recogen valores atípicos en las series de datos utilizadas.

⁷ La ecuación estimada en el modelo DHSY, tomando todas las variables en logaritmos, es: $\Delta_4 c_t = \alpha_1 \Delta_4 i_t + \alpha_2 \Delta_1 \Delta_4 i_t - \alpha_3 \Delta_4 p_t - \alpha_4 \Delta_1 \Delta_4 p_t + \alpha_5 (i-c)_{t-4} + \varepsilon_t$, siendo c = gastos reales por cápita en consumo de bienes y servicios; i = ingreso real personal disponible; p = deflactor implícito; α_i = coeficientes de regresión; ε_t = perturbación aleatoria; $\Delta_4 c_t = c_t - c_{t-4}$; $\Delta_1 \Delta_4 c_t = \Delta(c_t - c_{t-4}) = (c_t - c_{t-4}) - (c_{t-1} - c_{t-5})$

Estadísticamente se acepta el cumplimiento de los supuestos fundamentales del modelo de regresión lineal (cuadro 5): no autocorrelación serial (de orden 4), normalidad y homocedasticidad de los errores. La hipótesis de forma funcional bien especificada se acepta sólo para niveles de significación menores o iguales al 1%. Según los resultados del cuadro 6, también se rechaza la hipótesis nula de autocorrelación serial de primero, segundo y tercer orden.

A fin de contrastar la estabilidad del modelo, usando el contraste de fallo predictivo (test de Chow), se realizó la regresión cortando el período en el primer trimestre de 1993, de 1989 y de 1992 (cuadros 7 al 9 respectivamente). Los últimos dos cortes corresponden al 27 de febrero de 1989 (sublevación popular), y al 4 de febrero de 1992 (primer intento de golpe de Estado). En ninguno de los casos el valor del estadístico de contraste proporciona evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de existencia de estabilidad estructural. En los gráficos 3 y 4 se presenta una visualización gráfica de los contrastes CUSUM y CUSUMQ, confirmándose la estabilidad del modelo.

Con los resultados obtenidos en el cuadro 10, se afianza la congruencia del modelo, al obtener un valor para el estadístico F que permite aceptar la hipótesis conjunta de coeficientes simultáneamente nulos, para todas las variables eliminadas del modelo.

La selección del mejor modelo, no es obvia ni fácil de determinar. De los resultados obtenidos en el cuadro 12 se observa que, tanto con el criterio de Akaike, como con el de Schwarz, el "modelo A" obtenido en el presente trabajo es mejor que el "modelo B", por lo que se demuestra empíricamente que la inclusión en el modelo del término de corrección de errores resulta conveniente. En el caso de la comparación del "modelo A" con el "modelo C" (cuadro 11), los criterios de Akaike y de Schwarz se contradicen en la selección del mejor, sin embargo parece existir más evidencia empírica a favor del "modelo A" en los contrastes NT, W y JA .

Conclusiones

En este artículo se trata de optimizar un modelo empírico para la función consumo en la economía venezolana utilizando los últimos avances en la práctica econométrica.

Se desarrolla un parsimonioso modelo econométrico con mecanismo de corrección de errores, partiendo de un modelo general autorregresivo con rezagos distribuidos y 24 parámetros a estimar, el cual se reduce a uno muy específico con tan solo 10 parámetros estimados. Dicho modelo demostró empíricamente ser constante en sus parámetros, así como también ser congruente con todos los supuestos teóricos que deben cumplirse en la

estimación econométrica. Se demuestra que los datos utilizados en el pib, la inflación y el consumo histórico, permiten determinar los gastos en consumo privado de los bienes y servicios en el período t , siendo necesario sin embargo el ajuste del modelo a través del tiempo, estudiando la posibilidad de hallar una relación de cointegración entre el consumo y el ingreso disponible.

La estructura de la función consumo tiene numerosas aplicaciones en las predicciones y en la política económica. Es por ello que una de las finalidades de este trabajo, fue colaborar durante mi pasantía en el Banco Central de Venezuela (BCV), y a solicitud del mismo, en la estimación de una ecuación para la función consumo, de acuerdo al enfoque moderno, para sustituir la que se estaba utilizando. Dada la bondad de la ecuación finalmente obtenida, la misma se incluyó en el segundo semestre de 1994 en el modelo gasto multiecuacional del BCV, ajustándola posteriormente de acuerdo a la realidad cambiante de la economía venezolana, contribuyendo así con la estimación anual y trimestral de los componentes de la demanda agregada interna (consumo privado, inversión privada y exportaciones netas), del producto interno bruto, del ingreso disponible, de las tasas promedio de inflación y de interés, y del crédito interno del sistema bancario del sector privado.

Ver cuadros en las páginas siguientes

CUADRO 1.- CONTRASTES DE DICKEY-FULLER Y DICKEY-FULLER AUMENTADO

VARIABLE	ESTADÍSTICO	PERIODO	SIN TENDENCIA(*)	CON TENDENCIA(*)
cpriv	DF	1982Q2 1993Q4	-3.1869 (-2.9241)	-4.4838 (-3.5086)
	ADF(1)	1982Q3 1993Q4	-1.9220 (-2.9256)	-3.3107 (-3.5088)
	ADF(2)	1982Q4 1993Q4	-1.6312 (-2.9271)	-3.4791 (-3.5112)
	ADF(3)	1983Q1 1993Q4	-1.8831 (-2.9287)	-2.8505 (-3.5136)
	ADF(4)	1983Q2 1993Q4	-1.1736 (-2.9303)	-3.4514 (-3.5162)
Δ cpriv	DF	1982Q3 1993Q4	-10.0983 (-2.9256)	-10.0904 (-3.5088)
	ADF(1)	1982Q4 1993Q4	-6.2254 (-2.9271)	-6.3143 (-3.5112)
	ADF(2)	1983Q1 1993Q4	-9.6523 (-2.9287)	-10.3701 (-3.5136)
	ADF(3)	1983Q2 1993Q4	-3.0425 (-2.9303)	-3.2416 (-3.5162)
	ADF(4)	1983Q3 1993Q4	-3.5317 (-2.9320)	-3.7334 (-3.5189)
pib	DF	1982Q2 1993Q4	-1.5080 (-2.9241)	-3.9450 (-3.5086)
	ADF(1)	1982Q3 1993Q4	-.74489 (-2.9256)	-2.7583 (-3.5088)
	ADF(2)	1982Q4 1993Q4	-.54939 (-2.9271)	-2.9797 (-3.5112)
	ADF(3)	1983Q1 1993Q4	.33503 (-2.9287)	-2.2468 (-3.5136)
	ADF(4)	1983Q2 1993Q4	-1.4537 (-2.9303)	-3.4021 (-3.5162)
Δ pib	DF	1982Q3 1993Q4	-10.1564 (-2.9256)	-10.1073 (-3.5088)
	ADF(1)	1982Q4 1993Q4	-5.8503 (-2.9271)	-5.8918 (-3.5112)
	ADF(2)	1983Q1 1993Q4	-7.5112 (-2.9287)	-7.7517 (-3.5136)
	ADF(3)	1983Q2 1993Q4	-2.3836 (-2.9303)	-2.1827 (-3.5162)
	ADF(4)	1983Q3 1993Q4	-2.4775 (-2.9320)	-2.3656 (-3.5189)
m ₂	DF	1982Q2 1993Q4	-.67520 (-2.9241)	-1.9203 (-3.5086)
	ADF(1)	1982Q3 1993Q4	-.91467 (-2.9256)	-2.2109 (-3.5088)
	ADF(2)	1982Q4 1993Q4	-.98602 (-2.9271)	-2.4283 (-3.5112)
	ADF(3)	1983Q1 1993Q4	-.95862 (-2.9287)	-2.4671 (-3.5136)
	ADF(4)	1983Q2 1993Q4	-1.2463 (-2.9303)	-3.1008 (-3.5162)
Δ m ₂	DF	1982Q3 1993Q4	-5.7992 (-2.9256)	-5.8147 (-3.5088)
	ADF(1)	1982Q4 1993Q4	-4.0552 (-2.9271)	-4.0949 (-3.5112)
	ADF(2)	1983Q1 1993Q4	-3.4499 (-2.9287)	-3.4966 (-3.5136)
	ADF(3)	1983Q2 1993Q4	-2.4274 (-2.9303)	-2.4747 (-3.5162)
	ADF(4)	1983Q3 1993Q4	-2.9029 (-2.9320)	-2.9308 (-3.5189)

(*) Valores críticos al 95% entre paréntesis.

CUADRO 2. CONTRASTES DE DICKEY-FULLER Y DICKEY-FULLER AUMENTADO

VARIABLE	ESTADÍSTICO	PERÍODO	SIN TENDENCIA(*)	CON TENDENCIA(*)
ipc	DF	1982Q2 1993Q4	3.2622 (-2.9241)	-1.8470 (-3.5086)
	ADF(1)	1982Q3 1993Q4	1.5022 (-2.9256)	-1.9037 (-3.5088)
	ADF(2)	1982Q4 1993Q4	1.3441 (-2.9271)	-1.9763 (-3.5112)
	ADF(3)	1983Q1 1993Q4	1.2512 (-2.9287)	-2.0476 (-3.5136)
	ADF(4)	1983Q2 1993Q4	1.1977 (-2.9303)	-1.8652 (-3.5162)
Δ ipc	DF	1982Q3 1993Q4	-3.3526 (-2.9256)	-4.0670 (-3.5088)
	ADF(1)	1982Q4 1993Q4	-2.7421 (-2.9271)	-3.4430 (-3.5112)
	ADF(2)	1983Q1 1993Q4	-2.3933 (-2.9287)	-3.0976 (-3.5136)
	ADF(3)	1983Q2 1993Q4	-2.3443 (-2.9303)	-2.9825 (-3.5162)
	ADF(4)	1983Q3 1993Q4	-1.8716 (-2.9320)	-2.4332 (-3.5189)
$\Delta\Delta$ ipc	DF	1982Q4 1993Q4	-2.1568 (-2.9271)	-2.6311 (-3.5112)
	ADF(1)	1983Q1 1993Q4	-3.0232 (-2.9287)	-3.8836 (-3.5136)
	ADF(2)	1983Q2 1993Q4	-2.0901 (-2.9303)	-2.5946 (-3.5162)
	ADF(3)	1983Q3 1993Q4	-2.2119 (-2.9320)	-2.8766 (-3.5189)
	ADF(4)	1983Q4 1993Q4	-1.4405 (-2.9339)	-1.7628 (-3.5217)
Δ_4 ipc	DF	1983Q2 1993Q4	-1.5001 (-2.9303)	-1.7371 (-3.5162)
	ADF(1)	1983Q3 1993Q4	-2.2940 (-2.9320)	-2.9352 (-3.5189)
	ADF(2)	1983Q4 1993Q4	-2.0846 (-2.9339)	-2.6825 (-3.5217)
	ADF(3)	1984Q1 1993Q4	-1.7519 (-2.9358)	-2.1571 (-3.5247)
	ADF(4)	1984Q2 1993Q4	-1.3601 (-2.9378)	-1.1893 (-3.5279)
$\Delta_1\Delta_4$ ipc	DF	1983Q3 1993Q4	-4.0899 (-2.9320)	-4.0383 (-3.5189)
	ADF(1)	1983Q4 1993Q4	-3.9048 (-2.9339)	-3.8562 (-3.5217)
	ADF(2)	1984Q1 1993Q4	-4.1122 (-2.9358)	-4.0678 (-3.5247)
	ADF(3)	1984Q2 1993Q4	-5.5460 (-2.9378)	-5.5503 (-3.5279)
	ADF(4)	1984Q3 1993Q4	-2.8881 (-2.9400)	-2.8627 (-3.5313)

(*) Valores críticos al 95% entre paréntesis.

CUADRO 3.- PROCEDIMIENTO DE MAXIMA VEROSIMILITUD DE JOHANSEN ¹
(1983Q4 - 1993Q4)

3.1.- CONTRASTE DE COINTEGRACION BASADO EN EL MAXIMO AUTOVALOR DE LA MATRIZ ESTOCASTICA

Nula	Alternativa	Estadístico	Valor Crítico 90%	Valor Crítico 95%
$r = 0$	$r = 1$	21.0996	20.9670	18.5980
$r \leq 1$	$r = 2$	11.0424	14.0690	12.0710
$r \leq 2$	$r = 3$.45467	3.7620	2.6870

3.2.- CONTRASTE DE COINTEGRACION BASADO EN LA TRAZA DE LA MATRIZ ESTOCASTICA

Nula	Alternativa	Estadístico	Valor Crítico 95%	Valor Crítico 90%
$r = 0$	$r \geq 1$	32.5967	29.6800	26.7850
$r \leq 1$	$r \geq 2$	11.4971	15.4100	13.3250
$r \leq 2$	$r = 3$.45467	3.7620	2.6870

¹ Variables incluidas en el vector de cointegración: $cpriv$, pi , $\Delta_1 \Delta_4 ipc$
Autovalores en orden descendente: 0,43462; 0,25803; 0,012213

CUADRO 4.- ESTIMACION DE JOHANSEN DE LOS VECTORES DE COINTEGRACION
(NORMALIZADOS ENTRE PARENTESIS)
(1984Q4 - 1993Q4)

Variables	Vector 1 (ecm)
$cpriv$	-19.7659 (-1.0000)
pi	16.4060 (.83001)
$\Delta_1 \Delta_4 ipc$	-8.2536 (-.41757)

**CUADRO 5.- ESTIMACION POR MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS
(1985Q1 - 1993Q4)**

Variable Dependiente $\Delta cpriv$

Regresores	Coefficientes	Error Estándar	Valor T [Prob]
C	2.6340	.29092	9.0533 [.000]
Δpib	.88632	.13957	6.3505 [.000]
$\Delta \Delta ipc$.91872	.16380	5.6087 [.000]
$\Delta \Delta ipc(-4)$	-.72302	.15338	-4.7138 [.000]
$\Delta_1 \Delta_4 ipc$	-.48507	.19281	-2.5158 [.018]
$\Delta cpriv(-1)$.41032	.10821	3.7918 [.001]
$\Delta cpriv(-2)$.36196	.083637	4.3278 [.000]
$ccm(-1)$	-1.8246	.19986	-9.1295 [.000]
D87Q2	-.12342	.042518	-2.9029 [.007]
D85Q4	.097271	.040340	2.4113 [.023]
R^2	.91087	Estadístico F(9,26)	29.4519 [.000]
R^2 Ajustado	.87975	E.E. de la Regresión	.038426
Cuadrado Suma Residual	.038390	Media Variable Dependiente	.0081438
D.E Variable Dependiente	.11081	Max. Verosimilitud	72.1010
Estadístico DW	1.7515		
Contrastes Estadísticos:			
Autocorrelación:	$CHI^2(4) = .67767$ [.954],	$F(4,22) = .10552$ [.979]	
Forma Funcional:	$CHI^2(1) = 6.2747$ [.012],	$F(1,25) = 5.2773$ [.030]	
Normalidad:	$CHI^2(2) = 1.3093$ [.520]		
Heterocedasticidad:	$CHI^2(1) = .5446F-4$ [.994],	$F(1,34) = .5144F-4$ [.994]	

**CUADRO 6.- CONTRASTES PARA AUTOCORRELACION DE LOS RESIDUOS
(1985Q1 - 1993Q4)**

6.1.- AUTOCORRELACION DE PRIMER ORDEN

Regresor	Coefficiente	Error Estándar	Valor T [Prob]
MCO RES(- 1)	.11847	.28725	.41243 [.683]
Multiplicadores de Lagrange	$CHI^2(1) = .24329$		[.622]
Estadístico F	$F(1,25) = .17010$		[.684]

6.2.- AUTOCORRELACION DE SEGUNDO ORDEN

Regresores	Coefficientes	Error Estándar	Valor T [Prob]
MCO RES(- 1)	.11418	.29427	.38802 [.700]
MCO RES(- 2)	.041391	.26186	.15807 [.875]
Multiplicadores de Lagrange	$CHI^2(2) = .28048$		[.859]
Estadístico F	$F(2,24) = .094226$		[.910]

6.3.- AUTOCORRELACION DE TERCER ORDEN

Regresores	Coefficientes	Error Estándar	Valor T [Prob]
MCO RES(- 1)	.10579	.30145	.35094 [.728]
MCO RES(- 2)	.041308	.26700	.15471 [.878]
MCO RES(- 3)	-.080414	.27734	-.28995 [.774]
Multiplicadores de Lagrange	$CHI^2(3) = .41056$		[.938]
Estadístico F	$F(3,23) = .088444$		[.956]

Variable Dependiente $\Delta cpriv$

Variables en la regresión: c, Δpib , $\Delta \Delta ipc$, $\Delta \Delta ipc(-4)$, $\Delta_1 \Delta_4 ipc$, $\Delta cpriv(-1)$, $\Delta cpriv(-2)$, $ccm(-1)$, D87Q2, D85Q4

CUADRO 7.- ESTIMACION POR MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS PARA CONTRASTAR LA ESTABILIDAD DEL MODELO (1985Q1 - 1993Q1)

Variable Dependiente $\Delta cprv$

Regresores	Coefficientes	Error Estándar	Valor T [Prob]
C	2.6161	.28099	9.3103 [.000]
Δpib	.85351	.13801	6.1844 [.000]
$\Delta \Delta ipc$.89815	.15826	5.6752 [.000]
$\Delta \Delta ipc(-4)$	-.72181	.14781	-4.8832 [.000]
$\Delta_1 \Delta_1 ipc$	-.49881	.18583	-2.6842 [.013]
$\Delta cprv(-1)$.39077	.11016	3.5474 [.002]
$\Delta cprv(-2)$.36862	.083913	4.3928 [.000]
$ecm(-1)$	-1.8125	.19332	-9.3757 [.000]
D87Q2	-.12069	.041096	-2.9367 [.007]
D85Q4	.099917	.038669	2.5839 [.017]
R^2	.92491	Estadístico F(9,23)	31.4756 [.000]
R^2 Ajustado	.89552	E.E. de la Regresión	.036813
Cuadrado Suma Residual	.031169	Media Variable Dependiente	.0033527
D.E Variable Dependiente	.11389	Max. Verosimilitud	68.0946
Estadístico DW	1.9903		
Contrastes Estadísticos:			
Autocorrelación:	$CHI^2(4) = .55935$ [.967],	$F(4,19) = .081901$ [.987]	
Forma Funcional:	$CHI^2(1) = 4.2930$ [.038],	$F(1,22) = 3.2900$ [.063]	
Normalidad:	$CHI^2(2) = 1.7762$ [.411]		
Heterocedasticidad:	$CHI^2(1) = .0030476$ [.956],	$F(1,31) = .0028631$ [.958]	
Fallo Predictivo:	$CHI^2(3) = 5.3278$ [.149],	$F(3,23) = 1.7759$ [.180]	

CUADRO 8 ESTIMACION POR MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS PARA CONTRASTAR LA ESTABILIDAD DEL MODELO (1985Q1 - 1992Q1)

Variable Dependiente $\Delta cprv$

Regresores	Coefficientes	Error Estándar	Valor T [Prob]
C	2.7597	.27625	9.9898 [.000]
Δpib	.71013	.14887	4.7701 [.000]
$\Delta \Delta ipc$.93081	.15283	6.0906 [.000]
$\Delta_1 \Delta_1 ipc$	-.52543	.17856	-2.9426 [.008]
$\Delta \Delta ipc(-4)$	-.74787	.14258	-5.2454 [.000]
$\Delta cprv(-1)$.37423	.10698	3.4981 [.002]
$\Delta cprv(-2)$.39481	.081225	4.8607 [.000]
$ecm(-1)$	-1.9127	.19029	-10.0515 [.000]
D87Q2	-.12189	.039209	-3.1087 [.006]
D85Q4	.10171	.036838	2.7610 [.012]
R^2	.93910	Estadístico F(9,19)	32.5523 [.000]
R^2 Ajustado	.91025	E.E. de la Regresión	.035019
Cuadrado Suma Residual	.023300	Media Variable Dependiente	.0046508
D.E Variable Dependiente	.11689	Max. Verosimilitud	62.1865
Estadístico DW	2.1932		
Contrates Estadísticos:			
Autocorrelación:	$CHI^2(4) = .80718$ [.937],	$F(4,15) = .10736$ [.978]	
Forma Funcional:	$CHI^2(1) = 1.7188$ [.190],	$F(1,18) = 1.1341$ [.301]	
Normalidad:	$CHI^2(2) = 1.2373$ [.539]		
Heterocedasticidad:	$CHI^2(1) = .13570$ [.713],	$F(1,27) = .12693$ [.724]	
Fallo Predictivo:	$CHI^2(7) = 12.3049$ [.091]	$F(7,19) = 1.7578$ [.155]	

CUADRO 9. - ESTIMACION POR MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS PARA CONTRASTAR LA ESTABILIDAD DEL MODELO (1985Q1 - 1989Q1)
 Variable Dependiente $\Delta cpriv$

Regresores	Coefficientes	Error Estándar	Valor T (Prob)
C	3.0976	.48935	6.3300 [.000]
Δpib	.76159	.34756	2.1913 [.065]
$\Delta \Delta ipc$.64776	.42401	1.5277 [.170]
$\Delta_1 \Delta ipc$.025948	.67526	.038426 [.970]
$\Delta \Delta ipc(-4)$	-.43484	.33867	-1.2840 [.240]
$\Delta cpriv(-1)$.55318	.21034	2.6299 [.034]
$\Delta cpriv(-2)$.53700	.17052	3.1474 [.016]
$ccm(-1)$	-2.1438	.32924	-6.5113 [.000]
D87Q2	-.14296	.058810	-2.4309 [.045]
D85Q4	.077440	.047158	1.6422 [.145]
R^2	.95800	Estadístico F(9,7)	17.7389 [.001]
R^2 Ajustado	.90399	E.E. de la Regresión	.038533
Cuadrado Suma Residual	.010393	Medio Variable Dependiente	.0035793
D.E Variable Dependiente	.12436	Max. Verosimilitud	38.7763
Estadístico DW	2.3362		
Contrastes Estadísticos:			
Autocorrección:	$CHI^2(4) = 2.4084$ [.661], $F(4,3) = .12357$ [.984]		
Forma Funcional:	$CHI^2(1) = 7.1403$ [.008], $F(1,6) = 4.3452$ [.082]		
Normalidad:	$CHI^2(2) = .97403$ [.614]		
Heteroscedasticidad:	$CHI^2(1) = .89072$ [.345], $F(1,15) = .82938$ [.377]		
Fallo Predictivo:	$CHI^2(19) = 18.8555$ [.466], $F(19,7) = .99239$ [.544]		

CUADRO 10.- CONTRASTES PARA VARIABLES ELIMINADAS (1985Q1 - 1993Q4)
 Variable Dependiente $\Delta cpriv$

Regresores	Coefficientes	Error Estándar	Valor T (Prob)
C	2.3036	.28368	8.1203 [.000]
Δpib	.88733	.15272	5.8102 [.000]
$\Delta \Delta ipc$.58777	.10680	5.5034 [.000]
$\Delta \Delta ipc(-4)$	-.41052	.098464	-4.1692 [.000]
$\Delta cpriv(-1)$.28767	.10571	2.7212 [.011]
$\Delta cpriv(-2)$.29131	.086207	3.3792 [.002]
$ccm(-1)$	-1.5957	.19472	-8.1951 [.000]
D87Q2	-.13363	.046313	-2.8854 [.008]
D85Q4	.10315	.044068	2.3406 [.027]
Test Conjunto de restricciones cero sobre los coeficientes de las siguientes variables eliminadas: $\Delta pib(-1)$, $\Delta pib(-2)$, $\Delta pib(-3)$, $\Delta pib(-4)$, $\Delta \Delta ipc(-1)$, $\Delta \Delta ipc(-2)$, $\Delta \Delta ipc(-3)$, $\Delta m2$, $\Delta m2(-1)$, $\Delta m2(-2)$, $\Delta m2(-3)$, $\Delta m2(-4)$, $\Delta cpriv(-3)$, $\Delta cpriv(-4)$			
Estadístico Multiplicadores de Lagrange: $CHI^2(14) = 19.7864$ [.137]			
Estadístico Razón Verosimilitud: $CHI^2(14) = 28.7160$ [.011]			
Estadístico F: $F(14,13) = 1.1332$ [.414]			

CUADRO 11.- CONTRASTES ALTERNATIVOS PARA MODELOS DE REGRESION A Y C NO ANIDADOS (1985Q1- 1993Q4)

Variable Dependiente $\Delta cpriv$

Test Estadístico	Modelo A versus C	Modelo C versus A
N-Test	-4.8560 [.000]	-5.4261 [.000]
NT-Test	-2.2316 [.026]	-3.2836 [.001]
W-Test	-1.7604 [.078]	-2.5972 [.009]
J-Test	4.5558 [.000]	4.5386 [.000]
JA-Test	.58510 [.558]	3.3423 [.001]
Encompassing	F(10,16) 3.3594 [.015]	F(10,16) 3.1518 [.027]

Modelo A: DW 1.7515; R² Ajustado .87975; Max.Verosimilitud 72.1010

Modelo C: DW 2.5100; R² Ajustado .89568; Max.Verosimilitud 76.8647

Modelos:A+C: DW 1.9973; R² Ajustado .93696; Max.Verosimilitud 92.4642

Criterio de Akaiké Modelo A versus C= -1.7637 favorece Modelo C

Criterio Bayesiano de Schwarz Modelo A versus C= .61161 favorece Modelo A

Regresores para el Modelo A: C, Δpib , $\Delta \Delta ipc$, $\Delta_1 \Delta ipc$, $\Delta \Delta ipc(-4)$, $\Delta cpriv(-1)$, $\Delta cpriv(-2)$, $ecm(-1)$, D87Q2, D85Q4

Regresores para el Modelo C: C, $\Delta \Delta indp$, $\Delta cpriv(-1)$, $\Delta m2(-1)$, S1, S2, S3, $\Delta \Delta ipc$, $\Delta \Delta ipc(-1)$, $\Delta \Delta ipc(-1)$, $\Delta \Delta ipc(-2)$, D87Q4, D87Q3

CUADRO 12.- CONTRASTES ALTERNATIVOS PARA MODELOS DE REGRESION A Y B NO ANIDADOS (1985Q1- 1993Q4)

Variable Dependiente $\Delta cpriv$.

Test Estadístico	Modelo A versus B	Modelo B versus A
N-Test	-2.0363 [.042]	-12.6412 [.000]
NT-Test	-1.1135 [.265]	-7.3020 [.000]
W-Test	-1.0417 [.298]	-3.9820 [.000]
J-Test	2.1359 [.033]	9.3877 [.000]
JA-Test	.78333 [.433]	3.9261 [.000]
Encompassing	F(7,19) 1.8691 [.132]	F(7,19) 11.2353 [.000]

Modelo A: DW 1.7515; R² Ajustado .87975; Max.Verosimilitud 72.1010

Modelo B: DW 2.0347; R² Ajustado .63403; Max.Verosimilitud 52.0669

Modelos:A+B: DW .9039; R² Ajustado .90255; Max.Verosimilitud 81.5315

Criterio de Akaiké Modelo A versus B= 20.0341 favorece Modelo A

Criterio Bayesiano de Schwarz Modelo A versus B= 20.0341 favorece Modelo A

Regresores para el Modelo A: C, Δpib , $\Delta \Delta ipc$, $\Delta_1 \Delta ipc$, $\Delta \Delta ipc(-4)$, $\Delta cpriv(-1)$, $\Delta cpriv(-2)$, $ecm(-1)$, D87Q2, D85Q4

Regresores para el Modelo B: C $\Delta indp$, $\Delta indp(-1)$, $\Delta indp(-2)$, $\Delta indp(-3)$, $\Delta indp(-4)$, $\Delta cpriv(-1)$, $\Delta cpriv(-2)$, $\Delta cpriv(-3)$, $\Delta cpriv(-4)$

Gráfico 1.- LOGARITMO DE LAS VARIABLES CPRIV, PIB, M2 E IPC

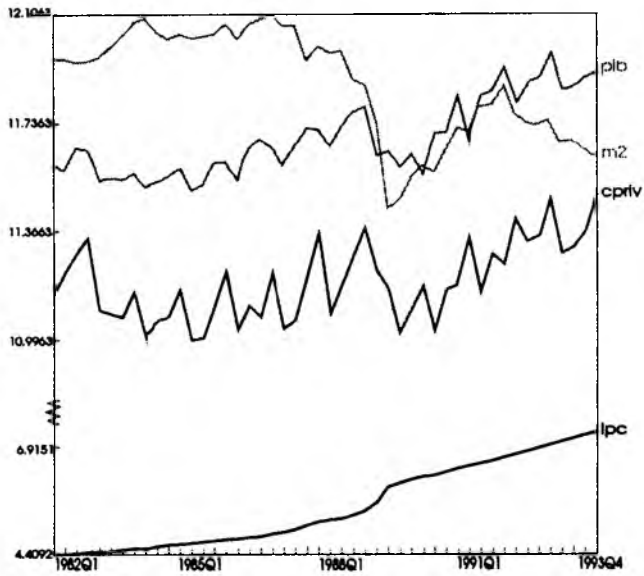


Gráfico 2.- VALORES OBSERVADOS Y AJUSTADOS DE Δ cpriv

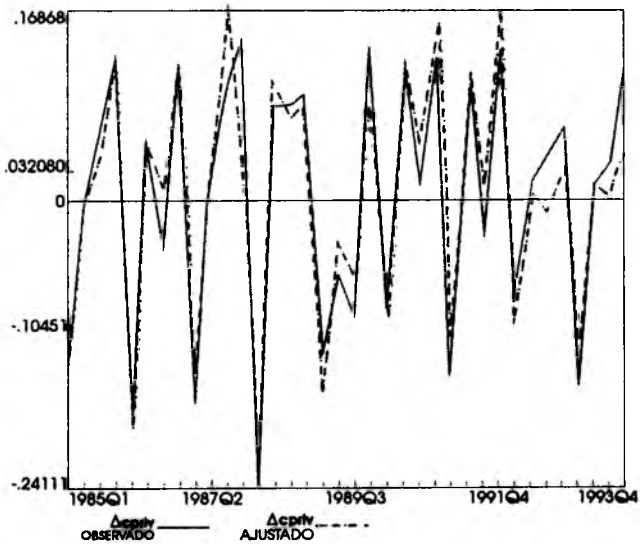


Gráfico 3.- CONTRASTES CUSUM

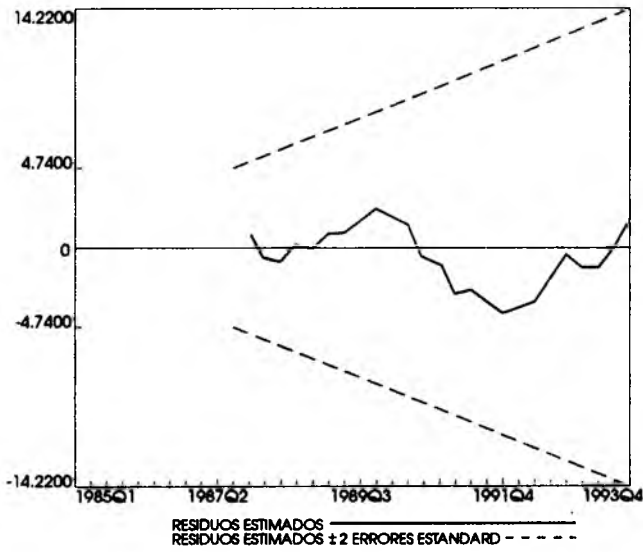
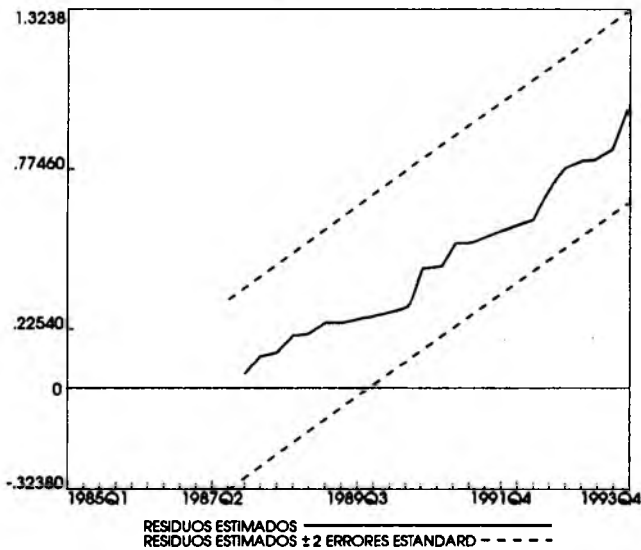


Gráfico 4.- CONTRASTES CUSUMQ



Bibliografía

- Akaike, H. (1973). "Information theory and the extension of the maximum likelihood principle". En *Proceedings of the Second International Symposium on Information Theory*, eds. B. N. Petrov y F. Csaki, pp. 267-281. Budapest.
- Banerjee, A., J. J. Dolado, J. W. Galbraight y D. F. Hendry (1993). *Co-Integration, Error Correction, and The Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford University Press. Inglaterra.
- Bera, A. K. and C.M. Jarque (1981). "An efficient large-sample for normality of observations and regression residual". *Australian National University working papers in econometrics*. Número 40. Canberra.
- Box, G. E. P and G. M. Jenkins (1970). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden Day. San Francisco.
- Brown, R.L., J. Durbin y J. M. Evans (1975). "Techniques for testing the constancy of regression relations over time (with discussion)". *Journal of the Royal Statistical Society B*, n° 102, pp. 149-192.
- Campos, J. and N. Ericson (1988). "Econometric Modeling of Consumers' Expenditure in Venezuela". *International Finance Discussion Papers*. Número 325.
- Cárdenas, O. (1994). *La Cointegración del Consumo y el PIB en Venezuela. Versión Preliminar (1982.1-1993.4)*. Banco Central de Venezuela.
- Cox, D. R. (1951). "Tests of separate families of hypotheses". En *Proceedings of the Fourth Berkeley Symposium*, n° 1, pp. 105-123. Berkeley.
- Charenza, W. W. and D. F. Deadman (1992). *New Direction in Econometrics Practice*. Edward Elgar Publishing Limited. Inglaterra.
- Chow, G. C. (1960). "Tests of equality between sets of coefficients in two linear regression". *Econometrica*, n° 28, pp. 591-605.
- Davidson, J. E. H., D. F. Hendry, F. Srba y S. Yeo (1978). "Econometric modelling of the aggregate time series relationship between consumer's expenditure and income in the United Kingdom". *Economic Journal*, n° 88, 661-692.
- Davidson, R. and J. G. Mackinnon (1981). "Several tests for model specification in the presence of alternative hypotheses". *Econometrica*, n° 49, pp. 781-793.
- Departamento de apoyo cuantitativo (1994). "Modelo Gasto 1994. Proyecciones Anuales y Trimestrales". Banco Central de Venezuela. Gerencia de Investigaciones Económicas.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979). "Distribution of the estimators for autoregressive series with a unit root". *Journal of the American Statistical Association*, n° 74, pp. 427-431.
- _____. (1981). "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root". *Econometrica*, n° 49, pp. 1057-1072.
- Durbin, J. and G.S. Watson (1950). "Testing for serial correlation in least-squares regression". *Biometrika*, n° 37, pp. 409-428.
- Fisher, G.R., and M. McAleer (1981). "Alternative Procedures and Associated Tests of Significance for Non-Nested Hypotheses". *Journal of Econometrics* 16, pp. 103-119.
- Fuller, W. A. (1976). *Introduction to Statistical Time Series*. Wiley, New York.
- Granger, C.W.J. (1983). "Cointegrated variables and error-correcting models". University of California, San Diego. *Discussion paper* 83/13.
- Godfrey, L.G. (1978a). "Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables". *Econometrica*, n° 46, pp. 1293-1302.
- _____. (1978b). "Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables". *Econometrica*, n° 46, pp. 1303-1310.
- Godfrey, L. G. y M. H. Pesaran (1983). "Test of Non-Nested Regression Models: Small Sample adjustments and Monte Carlo evidence". *Journal of Econometrics* 21, pp.33-154
- Guerra, J. (1994). "Ralces Unitarias en las Series Económicas de Venezuela". Documento de Trabajo N° 94-02. Banco Central de Venezuela. Vicepresidencia de Estudios. Oficina de Consultoría Económica.
- Hendry, D.F. and Von Ungern-Stenberg T. (1981). *Liquidity and Inflation Effects on Consumers' Expenditure*, in A. S. Deaton (ed.), *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behavior*. Cambridge University Press, Cambridge.

- Hendry, D. F., J. N. Muelbauer y A. Murphy. (1990). "The Econometrics of DHSY". A Century of Economics, Basil. Blackwell, Oxford. pp. 298-334.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors". *Journal of Economics Dynamics and Control* 12, pp. 231-254.
- Konker, R. (1981). "An note on studentizing a test for heterocedasticity". *Journal of Econometrics*, n° 17, pp. 107-112.
- Nelson, C. R. and C. I. Plosser (1982). "Trends and Random Walks in Macroeconomics Time Series". *Journal of Monetary Economics*, n° 10, pp. 139-162.
- Novalés Cinca, A. (1993). *Econometría*. Segunda Edición. McGrawHill.
- Patterson, K. D. (1986). "The stability of some annual consumption functions". *Oxford Economic Papers*, n° 38, pp. 1-30.
- Ramsey, J. B. (1969). "Tests for specification errors in classical linear least squares regression analysis". *Journal of the Royal Statistical Society B*, n° 31, pp. 350-371.
- Sánchez, G. (1994). "La Demanda de Dinero en Venezuela: 1980 - 1993". Banco Central de Venezuela.
- Schwarz, G. (1978). "Estimating the dimension of a model". *Annals of Statistics*, n° 6, pp. 461-464.