

Un modelo de consumo de largo plazo para Venezuela (1968-1996)

A long run consumption model for Venezuela

Josefa Ramoni Perazzi* y Giampaolo Orlandoni Merli*

Resumen

A fin de probar la existencia, en el caso venezolano, de relaciones de equilibrio en el largo plazo entre el consumo y la renta, dando cabida a la riqueza, el índice de precios y la tasa de interés, como elemento distractor de recursos destinados al consumo, se lleva a cabo un análisis de cointegración a través de la aplicación de la metodología de Engle-Granger. Los resultados obtenidos permiten además corroborar la existencia de una diferencia entre la propensión marginal a consumir de corto y largo plazo, tal como lo sugiere la hipótesis del ingreso permanente.

1. Introducción

La hipótesis del ingreso permanente sugiere la existencia de una relación de largo plazo entre consumo y renta permanente, pudiendo ampliarse el análisis para dar cabida a la riqueza, el índice de precios y la tasa de interés, este último como elemento distractor de recursos destinados al consumo. En este caso, cabría esperar elasticidades de largo plazo mayores que en el corto plazo, particularmente para la propensión marginal a consumir.

A fin de probar la existencia de tales relaciones de equilibrio en el largo plazo para el caso venezolano, se lleva a cabo un análisis de cointegración a través de la aplicación de la metodología de Engle-

* Universidad de Los Andes, Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Instituto de Estadística Aplicada y Computación, Departamento de Economía

Granger. El estudio consta de cuatro secciones. En la primera de ellas se esboza la teoría económica que respalda al modelo de consumo; seguidamente se plantea el modelo a ajustar y se lleva a cabo el análisis de cointegración, para finalmente concluir.

2. Teoría del consumo

El modelo keynesiano más simple para la determinación de consumo, supone que éste aumenta con la renta, en una relación definida a través de la propensión marginal a consumir. Diversos enfoques han tratado de darle una mayor cobertura a la explicación del comportamiento del consumo, como por ejemplo considerando la renta en términos de recursos disponibles en cada periodo o como una estimación de los mismos a largo plazo.

La idea de que el gasto en consumo depende de la renta a largo plazo, o Renta Permanente, fue introducida por Milton Friedman con su trabajo *A Theory of the Consumption Function*, en 1957. El problema radica en la forma de definir el concepto de ingreso permanente. Al respecto, ni el mismo Friedman en su exposición, facilita una definición habitual de este término. Para algunos autores, la renta permanente es la tasa de consumo que podría mantener una persona durante el resto de su vida, dado su nivel actual de riqueza y el nivel de renta que percibe y espera percibir. Otros utilizan una aproximación de la renta permanente a partir del ingreso medio obtenido a lo largo de la vida.

Un hecho fundamental es que el individuo debe reconocer si los cambios que experimenta su renta son permanentes, o simplemente transitorios, puesto que estos últimos influyen muy poco sobre el consumo. Para hacer esta distinción, normalmente se supone que la renta permanente (YP) está relacionada con la conducta de la renta de ese año y del anterior, así:

$$YP_t = Y_{t-1} + \theta (Y_t - Y_{t-1}) \quad \text{para } 0 < \theta < 1 \quad (1)$$

Si la renta en el periodo t es igual a la renta en el periodo anterior ($t-1$), la renta permanente es igual a la renta obtenida cada año, lo que le permitirá a la persona esperar dicha renta en el futuro. Si la renta aumenta, con respecto al periodo anterior, la renta permanente aumentará en menor cuantía que el ingreso anual, precisamente porque el individuo desconoce si dicho aumento es permanente o temporal. Esta simplificación de la noción de renta permanente, puede ser ampliada a través de la incorporación de expectativas racionales.

Según lo plantea Dornbusch (Dornbusch y Fisher, 1995), una representación simplificada de la relación que guarda el consumo corriente con el ingreso permanente, viene dada por $C_t = cY_t$. Sustituyendo (1) en esta ecuación se tiene:

$$C_t = c\theta Y_t + c(1-\theta) Y_{t-1},$$

donde la propensión marginal a consumir a partir de la renta de cada año viene dada por $c\theta$, y c representa la propensión media a consumir de largo plazo, que equivale a su vez a la propensión marginal de largo plazo. Luego, la hipótesis del ingreso permanente plantea una diferencia entre la propensión marginal a consumir de corto y de largo plazo, donde la primera es menor que la segunda debido a que el individuo no está seguro de que se mantendrá el aumento de la renta.

Las teorías modernas de consumo, combinan el énfasis que la teoría de la renta permanente da a las expectativas, con la preocupación del modelo de ciclo de vida sobre los motivos por los cuales el individuo ahorra, es decir, sobre la riqueza, la cual se asume también en relación positiva con el consumo. Adicionalmente, debido a la presencia de restricciones presupuestarias que imponen un límite a las decisiones de consumo y ahorro del individuo, éste puede intentar maximizar su disponibilidad futura siempre que la tasa de interés le sea favorable. Así, a mayor tasa de interés, mayor será la tasa de ahorro y, por ende, menor el consumo.

3. Especificación del modelo

En la determinación del comportamiento de largo plazo de la demanda en consumo se parte de:

$$LCr = f(LINFC, LPIBr, LTRr, LMr);$$

donde LCr es el logaritmo del consumo, en términos reales; LINFC señala el logaritmo del índice de precios a nivel de consumidor, con base en 1990; LPIBr es el logaritmo de la renta real y la medida de la renta permanente; LTRr se refiere al logaritmo de la tasa de interés real de los depósitos a treinta días y LMr es la demanda monetaria real, que se utiliza como una aproximación de la riqueza.

A través del análisis de las correlaciones simples entre las variables, es posible detectar que el consumo guarda una fuerte asociación lineal con la renta, la tasa de interés y la variación del índice de precios, más no con la demanda monetaria, siendo el signo de estas relaciones acordes a los esperados. Así, un mayor ingreso, generará mayores niveles de consumo; mientras que un incremento de los precios los reducirá, debido a la pérdida del poder adquisitivo de la renta. Igualmente, elevadas tasas de interés distraerán recursos del consumo y propiciarán el ahorro. Es posible esperar problemas en el ajuste del modelo, en vista de la considerable correlación entre variables explicativas (véase el Cuadro 1).

Cuadro 1. Matriz de correlación simple

	LCR	LIPC	LPIBR	LTR	LMR
LCR	1	-0.9736	0.9401	-0.8979	0.0009
LIPC	-0.9536	1	-0.6454	0.6207	0.0981
LPIBR	0.9401	-0.6423	1	-0.6479	0.1412
LTR	-0.8979	0.5907	-0.6479	1	0.2899
LMR	0.0009	0.0481	0.1412	0.2899	1

El objetivo es entonces, ajustar una función de consumo general, de la forma:

$$LCr_t = \alpha_1 LIPC_t + \alpha_2 LPIBr_t + \alpha_3 LTRr_t + \alpha_4 LMr + e_t \quad (2)$$

Los parámetros α_1 , α_2 , α_3 y α_4 , son las elasticidades a largo plazo de la demanda en consumo respecto de los precios, la renta, la tasa de interés y la liquidez monetaria, mientras que e_t señala los residuos.

4. Prueba de cointegración

En la estimación de la posible existencia de una relación de largo plazo entre el consumo y sus determinantes, se aplicará el método de cointegración de Engle-Granger, el cual consta fundamentalmente de tres etapas: análisis del orden de integración de las variables; estimación de la regresión cointegrante y, de ser posible, construcción de un modelo de corrección de error.

Para el análisis de la estacionariedad de las series involucradas en el estudio, se recurre a los test de raíz unitaria de Dickey-Fuller Ampliado y el de Phillips-Perron; además de la revisión gráfica del comportamiento de las series, donde se hace evidente la ausencia de estacionariedad en las mismas (véase la Figura 1). Cabe resaltar el patrón de comportamiento de la renta real, la cual ha venido cayendo a partir de 1989, luego de un periodo de relativo crecimiento, mientras que el consumo real presenta una marcada tendencia negativa en todo el periodo de la muestra.

Los resultados de los test de Raíz Unitaria (Cuadro 2), señalan que todas las variables bajo estudio tienen una sola raíz unitaria, por lo que sus primeras diferencias son estacionarias.

La estimación de la regresión cointegrante, aplicando método mínimo cuadrático, ameritó diversos intentos no reportados, en los que se ensayaron diferentes retardos en las variables exógenas, siendo evidente que el problema de colinealidad afectaba los resultados y distorsionaba las relaciones entre variables. Luego, se llega finalmente a los resultados que se muestran en el cuadro 3, siendo el modelo ajustado:

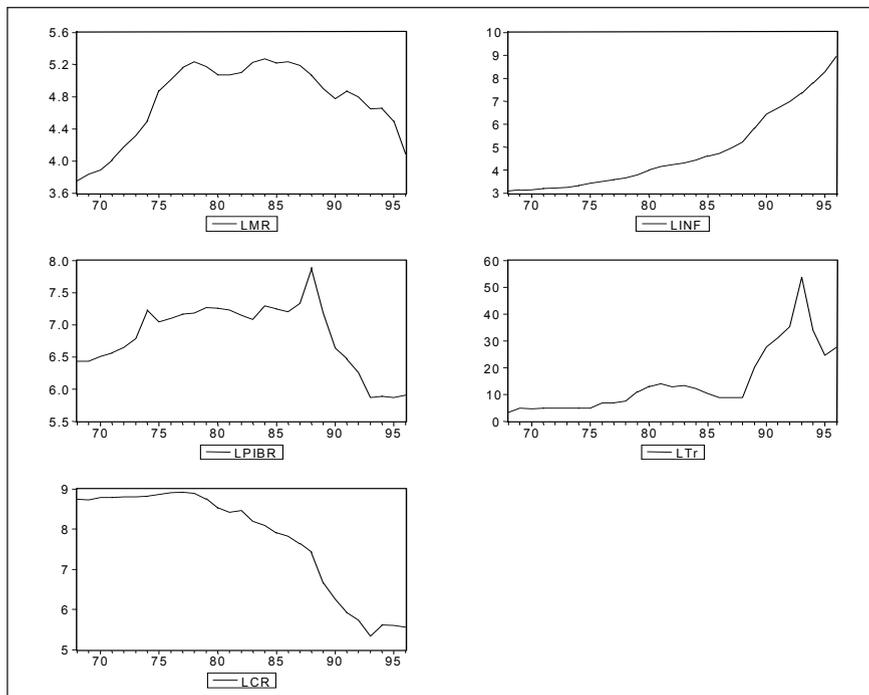


Figura 1. Variables en estudio

Cuadro 2. Test de raíz unitaria Dickey-Fuller aumentado y Phillips-Perron

Variable	Estadístico AD	Estadístico PP	Valor Crítico(5%)*
LCR	0.263672	0.614383	-2.9750
Δ LCR	-2.081485	-3.290551	-1.9546
LIPC	-1.152120	-0.844702	-2.9798
Δ LINF	-4.680968	-4.996966	-2.9850
LPIBR	-1.042566	-0.999864	-2.9750
Δ LPIBR	-3.465036	-4.328010	-2.9750
LTID	-1.286530	-1.320823	-2.9705
Δ LTID	-4.130437	-5.018471	-2.9750
RESID	-2.244526	-3.356709	-1.9552

*Valores Críticos de MacKinnon para rechazar hipótesis nulas de raíz unitaria, similares para ambos test.

$$LCr_t = 0.769 LPIBr_t - 0.545 LINF_t - 0.229 LTR_t \quad (3)$$

Las elasticidades ingreso y precio del consumo de largo plazo muestran el comportamiento esperado. Igualmente se obtuvo una relación inversa del tipo de interés real con respecto al consumo, acorde a la teoría (véase Figura 2).

Obsérvese que el obtenido es un modelo mixto, que incorpora una parte estructural dada por la ecuación (3) y un término de error, sigue un proceso promedio móvil de primer orden, MA(1).

Las pruebas de Raíz Unitaria sobre los residuos de la regresión cointegrante, sugieren estacionariedad de los mismos, rechazándose la hipótesis de no cointegración de las variables, con lo cual se puede concluir que efectivamente existe una relación de equilibrio de largo plazo entre la demanda de consumo y sus determinantes (véase el Cuadro 2).

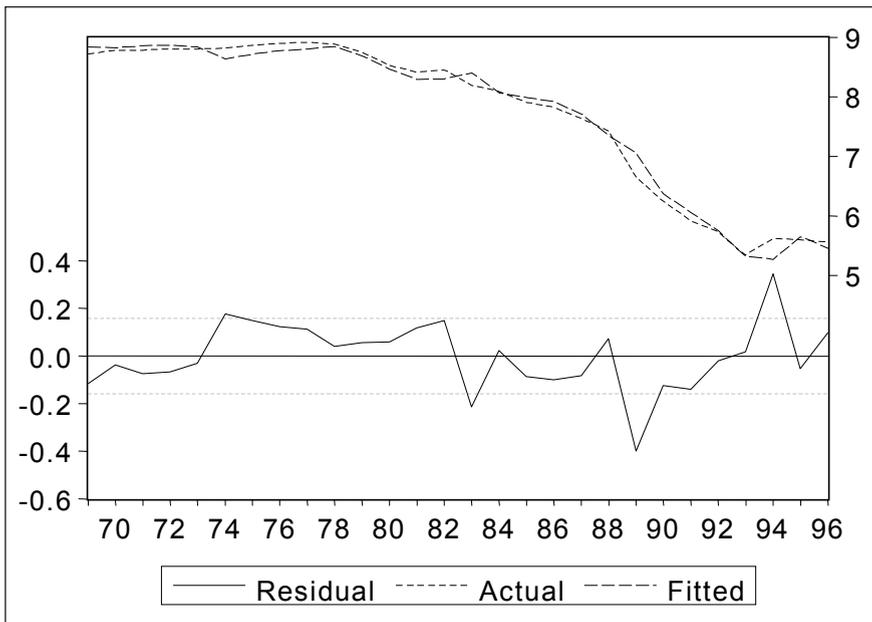


Figura 2. Modelo ajustado

Resta entonces por construir la representación de corrección de error que permita entender la dinámica de corto plazo del modelo dentro de la tendencia de largo plazo. Para ello, se estima el modelo siguiente, cuyos resultados se muestran en la tabla 4:

$$\Delta LCr_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta LPIB_r_t + \beta_2 \Delta LINF_{t+} + \beta_3 \Delta TRID_{t+} + \beta_4 \Delta LCr_{t-1} + \beta_5 RESID_{t-1} + e_t$$

En el modelo de corrección de error obtenido:

$$\Delta LCr_t = 0,062 - 0,015 RESID_{t-1} + 0,256 \Delta LPIB_r_t - 0,029 \Delta LINF_t - 0,018 \Delta TR_r_t + 0,012 \Delta LCr_{t-1}$$

La propensión marginal a consumir a corto plazo dada por $\beta_1 = 0,256$, es menor que la de largo plazo (0,77), conforme lo sugiere la hipótesis del ingreso permanente, lo que señala una menor variación del consumo ante incrementos en la renta en el corto plazo, mientras no se tenga seguridad de la permanencia en el tiempo de dicho aumento.

Lo mismo sucede con las restantes elasticidades de corto plazo, que mantienen el signo adecuado. Así, por ejemplo, el alza del 100% en la variación de los precios, reduce a corto plazo apenas un 2,1% del consumo; sin embargo, en el largo plazo el individuo no puede hacer frente a la merma en el poder adquisitivo de la renta, por lo que disminuye su consumo en un 54,5%. Por su parte, un incremento en las tasa de interés, momentáneamente tendrá un efecto menor sobre el consumo.

Cuadro 3. Regresión cointegrante

Variable	Coefficiente	Error Típico	Estadístico t	Probabilidad
LPIBR	0,769565	0,215271	3,574864	0,0015
LINF	-0,544921	0,166823	-3,266467	0,0033
LMTRR	-0,229444	0,010107	-22,70258	0,0000
MA (1)	0,967954	0,023315	41,51566	0,0000
R ² :		Media variable dependiente:		7,719806
R ² Ajustada:		Desviación típica var. Dep.:		1,294876
Error Típico de regresión		0,420914	Log likelihood	-13,34300
Akaike info criterion		-1,599091	F-statistic	77,17509
Sun squared resid		4,252041	Durbin-Watson stat	1,698512

Cuadro 4. Modelo de corrección de error

Mínimos Cuadrados-variable dependiente: Δ LCr				
Variable	Coefficiente	Error Estand.	Estadístico t	Probabilidad
C	0,062283	0,002365	26,32989	,0000
RES (-1)	-0,015189	0,003433	-4,400815	0,0005
DLPIBR	0,256002	0,006665	38,25986	0,0000
DLINF	-0,028511	0,002497	-11,41817	0,0000
DLMTRR	-0,017966	0,008591	-2,091258	0,0021
DLCR (-1)	0,011780	0,006400	1,840583	0,0806
MA (1)	1,353593	0,325820	4,154423	0,0005
R ² : 0,999581 Media variable dependiente: 0,117210				
R ² ajustado: 0,999455		Desviación Típ. var. Deep		0,201016
Error estándar de regresión:		0,004693	Akaike info criterion:	-10,50504
Suma de cuadrados residuos:		0,000440	Schwarz criterion:	-10,16909
Log likelihood: 110,5068		Estadístico F: 7947,654		
Estadístico Durban-Watson:		1,588556	Prob. (estadístico F):	0,000000

5. Conclusión

Aplicando la metodología de Engle-Granger, se analizó el comportamiento de la demanda en consumo, con lo que se pudo comprobar que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre el logaritmo del consumo real y las variables explicativas consideradas: variación del índice de precios, renta real y la tasa de interés (todas ellas en logaritmos).

A partir del análisis de correlaciones, se decidió extraer de la muestra la riqueza, medida a través de la liquidez monetaria, dada su baja correlación con el consumo privado. Asimismo, los test de raíz unitaria señalaron la presencia de una raíz unitaria en todas las variables, excepto en los precios, por lo que se trabajó con variación de los mismos.

A lo largo del estudio, se presentaron problemas en el ajuste del modelo, debiendo modelar los residuos a través de un promedio móvil de primer orden. En todo caso se cumplieron las relaciones esperadas entre variable dependiente y explicativas, obteniéndose una propensión marginal a consumir positiva y elasticidades precio y tasa de interés, negativas.

Habiendo demostrado la cointegración de las variables, se obtuvieron las elasticidades de corto plazo a través de un modelo de corrección de error, siendo sus valores inferiores a las de largo plazo. Se corrobora así lo planteado por la hipótesis del ingreso permanente, puesto que en el corto plazo, el ajuste que los individuos hacen de su consumo ante los incrementos del ingreso son bajos, en espera de verificar si dichos aumentos de renta son permanentes o simplemente transitorios. Una vez definido su carácter permanente, se generan ajustes mayores sobre la demanda de consumo.

6. Referencias

- Banco Central de Venezuela (varios años). *Informe Económico*. Caracas.
- Bruneau, Catherine (1996). "Analyse économétrique de la causalité: un bilan de la littérature". *Revue économie politique*. Vol 3, N° 106. pp 323-353.
- Cárdenas, Oleisa (1996). "La Cointegración del Consumo y el PIB en Venezuela: 1982-1993". *Revista venezolana de análisis de coyuntura*. Vol 2, N° 1. pp 46-63.
- Carrasquilla, Alberto (1989). "La asignación intertemporal del consumo en Colombia". *Ensayos de Política Económica*. N° 16. pp 67-82.
- Dickey, D.A. y W.A Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autorregresive Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74. pp 427-431.
- _____. (1979). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Distribution of the a Unit Root". *Econometrica*. Vol. 49, No 4, pp 1057-1072.
- Dornbusch R. y S. Fisher (1995). *Macroeconomía*, 6ª ed. México. McGraw-Hill
- Enders, Walter (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York. John Wiley & Sons.
- Engle, R. y C.W. Granger (1987). "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica*, Vol. 55. pp 251-276.

- Engle, R. y B.S. Yoo (1987). "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems". *Journal of Econometrics*. Vol. 35. pp 143-159.
- Ericsson, Neil (1992). "Cointegration, Exogeneity, and Policy Analysis: A Synopsis". *Journal of Policy Modeling*. No. 14, Vol 4. pp 395-427.
- Granger, C.W.J. (1981). "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification". *Journal of Econometrics*, Vol. 16, N° 1. pp 121-130.
- _____. (1986). "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol.48. No.3, pp 213-227.
- Granger, J. y G. Mizon (Ed) (1994). *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*. Oxford University Press.
- Granger C. W.J. y Newbold, P. (1976). "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of econometric*. Vol 2, N° 2, pp 111-120.
- Hendry, David (1986). "Econometric Modelling with Cointegrated Variables: An Overview". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol 48 N° 3. pp 201-213.
- Johansen, Soren (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12. pp 231-254.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52. pp 169-120.
- Koopmans, T.C. (1950). "When is an Equation System Complete for Statistical Purpose?". *Cowles Commission for Research in Economics*, Wiley, New York. pp 393-409.
- Lardic, Sandrine (1996). "Non Stationnarité, mémoire des séries et hysteresis". *Revue economie. politique*. Vol 3, N° 106. pp 417- 450.
- Newbold, Paul y Vougas (1996). "Drift in the Relative Price of Primary Commodities: a Case Where we Care About Unit Roots". *Applied Economics*. Vol 28. pp 653-661.
- Newey, W. y West, K. (1987). "A Simple, Positive Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix". *Econometrica*, Vol. 55. pp 703-708.

- Phillips, P. (1987). "Time Series Regressions with Unit Roots". *Econometrica*, N° 55. pp 277-302.
- Phillips, P. y Perron, P. (1988). "Testing for a Unit Root Root in Time Series Regression". *Biometrika*, Vol. 75. pp 335-346.
- Sims, Christopher (1980). "Macroeconomics and Reality". *Econometrica*, Vol. 48. pp 1-49.
- Stock, J.H. (1987). Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors. *Econometrica*. Vol. 55. pp 1035-1056.