

América Latina y el Caribe: explorando el consumo desde la hipótesis de la renta permanente

*Latin America and the Caribbean: Exploring Consumption
from the Permanent Income Hypothesis*

L U I S D O M I N G O L A I N O G U A N E S *

* Doctor en Ciencias Económicas por la Universidad Nacional de Asunción (Paraguay). Máster en Economía por la American University, Washington D.C. Licenciado en Economía por la Universidad Católica de Asunción (Paraguay). Profesor. Asesor de empresas e investigador del Centro de Investigación del Chaco Americano de la Fundación Manuel Gondra (Paraguay). ldlaine@yahoo.com. <https://orcid.org/0000-0003-2616-011X>

Fecha de recepción: 23 de agosto de 2024
Fecha de aceptación: 29 de enero de 2025



Resumen

El objeto de este estudio es constatar la hipótesis de la renta permanente mediante una función de consumo para 14 países latinoamericanos y caribeños en el periodo 2004-2023, utilizando la base de datos Indicadores del Desarrollo del Banco Mundial. Mediante la técnica de datos de panel se obtienen resultados que no verifican una relación entre el consumo y la tasa de interés, tanto a través del modelo de efectos fijos como del modelo de efectos aleatorios. Los resultados, sin embargo, verifican una relación entre el consumo y el ingreso corriente que se enmarca en la teoría keynesiana.

Palabras clave: consumo, renta permanente, datos de panel.

Abstract

The purpose of this study is to verify the permanent income hypothesis through a consumption function for 14 Latin American and Caribbean countries in the period 2004-2023, using the World Bank's Development Indicators database. Through the panel data technique, the results do not verify a relationship between consumption and interest rate, both through the fixed effects model and the random effects model. The results, however, verify a relationship between consumption and current income, which is framed within Keynesian theory.

Keywords: consumption, permanent income, panel data.

1. Introducción

Los Indicadores del Desarrollo del Banco Mundial señalan que en 2023 el Gasto de Consumo Final de los hogares en América Latina y el Caribe fue preliminarmente de USD 4,748,813 millones y representó al 67 % del producto interno bruto (PIB). Durante el periodo comprendido entre 2004 y 2023 el gasto de consumo en la región tuvo un crecimiento promedio anual de 7 % (BM, 2023).

De acuerdo con la Comisión Económica para América Latina y el Caribe de las Naciones Unidas (Cepal), la expansión del consumo en los hogares de la región en los últimos años aumentó el bienestar de sectores de la población que tradicionalmente no tenían acceso a determinados bienes y servicios. No obstante, el patrón del consumo continúa siendo fuertemente procíclico y volátil, con una inclinación al consumo privado más estratificado según ingresos (Cepal, 2014).

Considerando los efectos del consumo en la calidad de vida y el crecimiento económico, así como en la generación de contaminación y gastos de energía, reviste importancia profundizar en su análisis en el marco de la expansión del consumo en Latinoamérica y el Caribe.

Desde la Gran Depresión de la década de 1930 y en la búsqueda de definir qué determina el producto de la economía, John Maynard Keynes se constituyó en el pionero del análisis del consumo, especificando una función que expresa la interacción entre las variables consumo e ingreso (Monges, 2000). Básicamente, la principal hipótesis del modelo keynesiano es que el ingreso real es el determinante más importante del consumo en el corto plazo (Ianole y Druica, 2015).

Keynes (2001) planteó en “La teoría general de la ocupación, el interés y el dinero” que la que las personas están dispuestas, por regla general y en promedio, a aumentar su consumo a medida que su ingreso crece, aunque no tanto como el crecimiento de su ingreso. En consecuencia, la variación en el consumo y el ingreso tienen el mismo signo, pero la variación en el consumo es menor.

Por varios años el modelo keynesiano dominó el análisis económico del consumo. Con posterioridad, ciertos estudios empíricos constataron algunas irregularidades de la función keynesiana y fueron surgiendo modelos alternativos con la introducción de otras variables explicativas. En este sentido, Irving Fisher argumenta la noción de que el consumidor anticipa su ingreso futuro y se enfrenta a elecciones intertemporales (Ángel, 2012).

El análisis de Fisher fue la base de las dos teorías modernas básicas del consumo: la teoría de la “renta permanente”, relacionada con Milton Friedman, premio nobel de economía 1976; y la teoría del “ciclo vital”, relacionada con Franco Modigliani, nobel de economía 1985, ambas parecidas y enfocadas en los fundamentos microeconómicos.

Friedman y Modigliani principalmente difieren en la manera en que las fuentes del ingreso son consideradas, con lo cual aparecen otras variables explicativas del consumo: la riqueza o activo de los hogares y la demografía o ciclo de vida. De esta forma, las teorías del ingreso permanente y del ciclo vital sugieren una propensión marginal a consumir la renta actual mucho menor que la que se estima a partir del modelo keynesiano (Ángel, 2012).

Tanto el modelo del ciclo de vida como el de la renta permanente se basan en que el consumo en un periodo particular depende de las expectativas sobre el ingreso para toda la vida y no solo del ingreso del periodo en curso. Estos análisis dan énfasis a la forma en que las familias reparten su ingreso entre consumo y ahorro para maximizar su utilidad. La elección depende así no solamente del ingreso corriente, como en el modelo keynesiano, sino también del ingreso futuro esperado y de la tasa de interés (Sachs y Larraín, 1994).

Por otra parte, a fines de 1970 Robert Hall resalta las dos teorías citadas como las más aceptadas y deriva sus primeras implicaciones basado en la idea de las expectativas racionales de Robert Lucas, premio nobel de economía 1995. Hall demuestra que, si la hipótesis de la renta permanente fuera exacta y los agentes tuvieran expectativas racionales, los cambios del consumo en el tiempo serían imprevisibles, y concluye que el consumo seguiría un paseo aleatorio. Si bien la investigación de Hall es de importancia y empíricamente válida, se considera que no es de utilidad para el análisis de los efectos de la política económica (Ángel, 2012).

Teniendo en cuenta determinantes del consumo planteados por la hipótesis de la renta permanente, este estudio propone una función del consumo de los hogares en América Latina y el Caribe incluyendo el ingreso de largo plazo. En la siguiente sección se especifica la función de consumo y se revisa la literatura respectiva. Luego, en la sección de análisis de resultados, se contrasta a través de la técnica de datos de panel, la hipótesis de la renta permanente para 14 países latinoamericanos y caribeños en el periodo 2004-2023. Seguidamente, se presenta una sección de discusión de los resultados antes de abordar finalmente las conclusiones del estudio.

2. Especificación de la función de consumo

La teoría de ciclo vital desarrollada por Modigliani y otros economistas considera que la estructura de la población por edades es un importante determinante de la conducta del consumo y del ahorro. Por su parte, y al igual que la hipótesis del ciclo vital, la teoría de la renta permanente sostiene que el consumo está relacionado con una estimación a largo plazo (Dornbusch y Fischer, 1994).

Respecto a la teoría de la renta permanente, Friedman presentó en la década de 1950 el estudio clásico “Una teoría de la función de consumo”, en el que plantea la idea de que el consumo no depende solamente del ingreso corriente. Según Friedman, el ingreso y el consumo pueden ser separados en permanente y transitorio. Ejemplifica su argumento señalando que, si un individuo recibe un pago quincenal, no gastaría todo ese salario el mismo día que lo recibe (Ángel, 2012).

No obstante, Ángel (2012) afirma que no está dicha la última palabra con relación al consumo y todo análisis empírico puede aportar a la comprensión de su comportamiento. Al respecto, divide el gasto de consumo en consumo de bienes durables y consumo de bienes no durables, prestando principal atención a los bienes durables por su comportamiento cíclico, su sensibilidad a las variables demográficas y por ser el componente más volátil del consumo.

Los determinantes del consumo de bienes durables pueden ser económicos y demográficos. Entre los primeros están el ingreso disponible, la riqueza, el stock de bienes durables, los precios relativos, la tasa de interés, el gasto en el sector inmobiliario y los determinantes psico-económicos. Entre los determinantes demográficos están la edad de la familia o edad del jefe del hogar, el estado marital, y el tamaño y composición de la familia (Ángel, 2012).

Este estudio se enfoca en los determinantes económicos del consumo de los hogares asociados a la hipótesis de la renta permanente. De esta forma y siguiendo a Sachs y Larraín (1994), que indican que el problema del modelo keynesiano es la no consideración del papel de las tasas de interés y el ingreso esperado, se incorporan junto al ingreso corriente variables asociadas al ingreso permanente como el ingreso anterior y la tasa de interés, especificándose la ecuación 1 para datos de panel:

$$\ln C_{it} = B_0 + B_1 * \ln Y_{it} + B_2 * \ln Y_{it-1} + B_3 * R_{it} + e_{it} \quad (1)$$

Donde:

C_{it} es la variable dependiente consumo corriente, representada por el Gasto de Consumo Final de los hogares (GCF) a precios constantes de 2015, expresada en dólares estadounidenses y medida para la unidad de corte transversal i en el periodo t ;

Y_{it} es la variable independiente ingreso corriente, representada por el Producto Interno Bruto (PIB) a precios constantes de 2015, expresada en dólares estadounidenses y medida para la unidad de corte transversal i en el periodo t ;

Y_{it-1} es la variable independiente ingreso del periodo anterior, representada por el PIB a precios constantes de 2015 del año anterior, expresada en dólares estadounidenses y medida para la unidad de corte transversal i en el periodo t ;

R_{it} es la variable independiente tasa de interés real, expresada en porcentaje y medida para la unidad de corte transversal i en el periodo t ;

B_0 es la constante de la ecuación;

B_1 , B_2 y B_3 son los parámetros que representan a los coeficientes de las variables independientes; y e_{it} es el término de error.

Se aplica transformación logarítmica a las variables de volumen para estabilizar la varianza de los errores y abordar problemas de no linealidad. Los resultados deben ser interpretados en términos de elasticidad y no en términos de unidades monetarias absolutas.

Por su parte, la técnica de datos de panel combina datos de corte transversal y de serie temporal, y su aplicación tiene como objetivo poder captar la heterogeneidad no observable entre las unidades y en el tiempo, lo que hace posible el análisis de los efectos individuales específicos y los efectos temporales (Baronio y Vianco, 2014).

Las unidades de corte transversal son los siguientes 14 países latinoamericanos y caribeños: Bahamas, Belice, Bolivia, Brasil, Colombia, Costa Rica, Guatemala, Haití, Honduras, México, Nicaragua, Paraguay, Perú y República Dominicana. No fueron incluidos otros países de la región por no contarse con datos completos del lapso comprendido entre 2004-2023 (periodo t).

La ecuación fue estimada con datos anuales del periodo 2004-2023 separados en 14 paneles, uno por cada país. La fuente de esta información es la base de datos Indicadores del Desarrollo del Banco Mundial. La variable dependiente, GCF o consumo corriente, es el valor de mercado de todos los bienes y servicios adquiridos por los ho-

gares, incluidos los productos duraderos como automóviles, lavadoras y computadoras domésticas, expresado en dólares estadounidenses a precios constantes de 2015. Excluye las compras de viviendas, pero incluye el alquiler imputado de las viviendas ocupadas por sus propietarios (BM, 2023).

En cuanto a las variables independientes, el PIB o ingreso corriente es la suma del valor agregado bruto de todos los productores residentes en la economía más los impuestos sobre los productos y menos los subsidios no incluidos en el valor de los productos. La variable ingreso del periodo anterior es el PIB del año anterior y la tasa de interés real es la tasa de interés crediticia expresada en porcentaje y ajustada por la inflación (BM, 2023).

La técnica de datos de panel puede ser estimada mediante: (i) el modelo de regresión lineal bajo el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios para datos Combinados (MCO); (ii) el modelo de Efectos Fijos (EF); y (iii) el modelo de Efectos Aleatorios (EA). La determinación del modelo más adecuado se realizó mediante los contrastes de Breusch-Pagan y de Hausman, utilizándose el programa estadístico Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library (GRET) versión 2024b. Previamente se realizaron contrastes de raíz unitaria y cointegración. Se comprobó además la normalidad del error y se aplicaron pruebas gráficas para verificar la presencia de problemas de heterocedasticidad y autocorrelación.

3. Análisis de resultados

Con los datos del periodo 2004-2023 se estimó la función de consumo mediante los tres modelos para datos de panel: (i) modelo 1 (Mínimos Cuadrados Ordinarios para datos Combinados, MCO); (ii) modelo 2 (Efectos Fijos, EF); y (iii) modelo 3 (Efectos Aleatorios, EA).

Debido a su correlación con el ingreso corriente se excluyó la variable que mide el ingreso anterior. Mediante el estadístico Im-Pesaran-Chin se verificó que las series de las variables consumo e ingreso corriente tienen raíz unitaria, por lo que se aplicó el test de Kao que concluyó no cointegración o cointegración débil o nula. Se prosiguió entonces la estimación incluyendo las variables consumo e ingreso corriente en primeras diferencias. Se realizó la estimación por desviaciones típicas robustas, lo cual es recomendable ante la detección de heterocedasticidad y autocorrelación (Greene, 2003).

En los tres modelos no puede asumirse una distribución normal del error, al rechazarse las hipótesis nulas del contraste de normalidad de residuos. No obstante, el tamaño de la muestra asegura estadísticos asintóticamente válidos y la utilización

de desviaciones típicas robustas corrige sesgos o ineficiencias que podrían surgir de la no normalidad.

Se realizaron los contrastes de Breusch-Pagan y de Hausman para la identificación del modelo de datos de panel más adecuado. El multiplicador Lagrange de Breusch-Pagan arrojó un valor p no significativo al nivel del 1 %, con lo cual no se rechaza la hipótesis nula de que el modelo MCOC es el adecuado, en relación al modelo de EA.

Por su parte, el contraste de Hausman, que establece la hipótesis nula de que el modelo de EA es consistente, en contra del modelo de EF, arrojó un valor p no significativo al nivel del 1 %, lo que indica que no puede rechazarse la hipótesis nula. No obstante, los tres modelos pueden considerarse robustos y confiables. Por lo tanto, en el análisis de los resultados obtenidos se consideraron tanto el modelo 2 (EF) como el modelo 3 (EA).

En las tablas 1 y 2 se presentan los principales resultados:

Tabla 1. Resumen de resultados

	Modelo 1: MCOC	Modelo 2: EF	Modelo 3: EA (MCG)
Const	0,00789893*** (0,00174765)	0,0100220*** (0,00289256)	0,00789893*** (0,615573)
$\ln Y_{it}$	0,776916*** (0,0477287)	0,758358*** (0,0549217)	0,776916*** (0,0477287)
R_{it}	0,000104325 (0,000132880)	-5,99150e-05 (0,000305091)	0,000104325 (0,000132880)

Nota. Variable dependiente: $\ln \text{Cit}$. *** significativo al nivel del 1 %. Desviaciones típicas robustas, desviaciones típicas entre paréntesis.
Fuente: elaboración propia.

Tabla 2. Contrastes de Breusch-Pagan y de Hausman

Contraste de Breusch-Pagan: Hipótesis nula: [Varianza del error específico a la unidad = 0] Estad. de contraste asintótico: Chi-cuadrado (1) = 0,0184937 con valor p = 0,891828
Contraste de Hausman: Hipótesis nula: [Los estimadores de MCG son consistentes] Estad. de contraste asintótico: Chi-cuadrado (2) = 3,74745 con valor p = 0,15355

Fuente: elaboración propia.

Tanto el modelo de EF como el de EA cuentan con poder explicativo y resultados muy similares. En ambos casos, la variable ingreso corriente (Y_{it}) presenta un coeficiente

de signo positivo estadísticamente significativo al nivel del 1 %. Teniéndose en cuenta que la ecuación se especificó en versión logarítmica, los coeficientes indican que ante un aumento de 1 % en el ingreso corriente, el consumo corriente (C_{it}) se incrementa en 0,758358 % en el modelo 2 (EF) y en 0,776916 % en el caso del modelo 3 (EA).

En relación con la variable explicativa tasa de interés real (R_{it}), en ambos modelos el valor p indica que la hipótesis nula de no significatividad individual no puede ser rechazada, por lo cual sus coeficientes no son estadísticamente significativos.

4. Discusión

Mediante la técnica de datos panel se obtuvo la estimación de la función de consumo planteada para los 14 países latinoamericanos y caribeños considerados en el periodo 2004-2023. Mediante el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios, el ingreso corriente presenta una fuerte relación con el consumo indicando su coeficiente que por un aumento en el ingreso del 1% el consumo de los hogares se incrementaría en 0.76% en el modelo de efectos fijos y en 0.78% en el modelo de efectos aleatorios. Se verifica así una relación inelástica concordante con lo planteado por la teoría keynesiana.

Con relación a los resultados obtenidos, ciertos estudios empíricos señalan que solo una reducida parte de la conducta del consumidor es explicada por las teorías de la renta permanente y del ciclo vital. Las principales razones de esto serían que los individuos no fueran tan previsores, el deseo de dejar herencia, los planes de jubilación y los límites a los préstamos financieros (Ángel, 2012).

Sobre las restricciones para el endeudamiento, Farmer (1999) asevera que, si bien los economistas keynesianos están de acuerdo en que los hogares utilizan el mercado de capitales para suavizar los ingresos, no lo están en la noción de que el mercado funcione lo bien que podría. Si funcionara correctamente, señalan que el consumo debería ser menos volátil de lo que realmente es, y la razón de que no lo sea sería la dificultad para prestar dinero por parte de las familias.

En otro orden, debe señalarse que la premisa asumida por Friedman en su teoría de la renta permanente es que las familias ajustan su gasto a variaciones en sus expectativas de ingresos a largo plazo, eludiendo los cambios transitorios en sus ingresos corrientes. Pero la renta permanente no es observable y depende de las expectativas del ingreso futuro, teniendo que considerarse la formación de expectativas en su medición (Liquitaya, 2013).

De hecho, Licitaya (2013) verifica la pertinencia de una función de consumo bajo la hipótesis de la renta permanente y el proceso de formación de expectativas adaptables en 19 países de América Latina para el período 1990-2010, y obtiene una elasticidad-consumo en el corto plazo respecto al ingreso corriente menor que la de largo plazo respecto al ingreso permanente. Sin embargo, resalta que, de acuerdo con la evidencia, los hogares no suavizan su gasto en consumo ante variaciones de su ingreso corriente en todos los casos.

Otro estudio que estima una función de consumo agregado para la economía de Ecuador durante el periodo 2000-2018 concluye que el gasto de consumo de los hogares responde más a los cambios en el ingreso permanente que a los cambios en el ingreso transitorio, evidencia en favor de la hipótesis de la renta permanente (Solano y Banderas, 2019). Por otra parte, Ruperti et al. (2019), en un análisis de la relación entre consumo e ingreso permanente per cápita para Ecuador en el período 1950-2014, concluyen que existe una relación robusta a corto y largo plazo según el marco keynesiano.

En una investigación sobre el consumo en Colombia, Casas y Gil (2011) examinan las hipótesis de Keynes, Friedman, Modigliani y Hall. Concluyen que en el periodo 2000-2010, la hipótesis keynesiana es útil para el estudio de la política económica a corto plazo, y la de Friedman, con expectativas adaptativas, resulta más consistente a largo plazo que la de Modigliani y la de Hall.

En países desarrollados, investigaciones de importancia, como la asociada a Robert Hall, afirman que el consumo responde fuertemente a los cambios permanentes en los hogares estadounidenses, pero la respuesta a ingresos transitorios es claramente positiva (Hall y Mishkin, 1980). En el mismo sentido, Campbell y Mankiw (1991), en un estudio para datos de Estados Unidos, Reino Unido, Canadá, Francia y Suecia, argumentan que el consumo no solo responde al ingreso permanente, sino también a los cambios en el ingreso corriente, y no hallan evidencia de que las tasas de interés reales afecten al consumo.

Otras investigaciones también comprueban la teoría de la renta permanente en la población estadounidense en la década de 1990, centrando el análisis del consumo como una función que utiliza tanto el gasto y el tiempo como insumos (Aguiar y Hurst, 2004). Lo mismo ocurre con las demás hipótesis; por ejemplo, Johnsson y Kaplan (2000) concluyen que los resultados de una estimación de una función de consumo para Suecia son consistentes con la hipótesis del ciclo vital, e Ianole y Druica (2015) verifican el cumplimiento de la tesis keynesiana para un panel de datos de países de Europa.

5. Conclusiones

A través de la técnica de datos de panel, en este trabajo se estima una función de consumo para 14 países latinoamericanos y caribeños en el periodo 2004-2023. De acuerdo con los resultados obtenidos, tanto con el modelo de efectos fijos como mediante el modelo de efectos aleatorios, se verifica una fuerte relación entre el consumo y el ingreso corriente exclusivamente, no pudiéndose constatar el planteamiento de la hipótesis de la renta permanente en el corto plazo. Con relación al ingreso corriente, los resultados indican coeficientes estadísticamente significativos con una relación positiva e inelástica, concordante con lo planteado por Keynes.

Diversos autores, además de comprobar la teoría keynesiana, han confirmado tanto la hipótesis de la renta permanente como la del ciclo vital para países en vías de desarrollo de América Latina y el Caribe, y para países desarrollados de otras regiones. En este sentido, debe considerarse la cuestión de que el ingreso permanente no es observable y depende de las expectativas del ingreso futuro, y lo relativo a las restricciones de liquidez de las familias.

Teniendo en cuenta los aportes que la investigación empírica puede brindar a la mejor comprensión del consumo, es recomendable profundizar en las metodologías para su medición y explorar diversos modelos del comportamiento del consumo en América Latina y el Caribe.

Referencias

- Aguiar, M., & Hurst, E. (2004). *Consumption vs. expenditure* (NBER Working Paper No. 10307). National Bureau of Economic Research. <http://www.nber.org/papers/w10307>
- Ángel, A. (2012). La función consumo: Síntesis y perspectivas. *Revista Universidad EAFIT*, 35(115), 41-55. <https://publicaciones.eafit.edu.co/index.php/revista-universidad-eafit/article/view/1057>
- Banco Mundial (BM). (2023). *Indicadores del desarrollo mundial*. <https://databank.worldbank.org>
- Baronio, A. y Vianco, A. (2014). *Datos de panel*. Departamento de Matemática y Estadística, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Río Cuarto.
- Campbell, J., & Mankiw, G. (1991). The response of consumption to income: A cross-country investigation. *European Economic Review*, 35(4), 723-756. Elsevier Science Publishers B.V. https://scholar.harvard.edu/files/mankiw/files/response_of_consumption.pdf
- Casas, J. y Gil, J. (2011). Evidencia empírica de la teoría del consumo para Colombia (2000-2010). *Apuntes del CENES*, 30(52), 59-86.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal). (2014). *Tendencias y riesgos del consumo en América Latina y el Caribe: Pactos para la igualdad, hacia un futuro sostenible*. <https://www.cepal.org/es/infografias/tendencias-riesgos-consumo-america-latina-caribe>

- Dornbusch, R. y Fischer, S. (1994). *Macroeconomía* (6.^a ed.). McGraw-Hill.
- Farmer, R. (1999). *Macroeconomics*. South-Western College Publishing.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric analysis* (5^a ed.). Pearson Education, Inc.
- Hall, R. E., & Mishkin, F. S. (1980). The sensitivity of consumption to transitory income: Estimates from panel data on households (NBER Working Paper N°. 505).
- National Bureau of Economic Research. https://www.nber.org/system/files/working_papers/w0505/w0505.pdf
- Ianole, R., & Druica, E. (2015). Testing the Keynesian consumption hypothesis on European panel data. *Project SOCERT: Knowledge Society, Dynamism Through Research*, 2015.
- Johnsson, H., & Kaplan, P. (2000). *An econometric study of private consumption expenditure in Sweden* (Working Paper N°. 70). National Institute of Economic Research. https://www.konj.se/download/18.4bf39736154c6660a10972b2/1463753475524/WP_70.pdf
- Keynes, J. M. (2001). *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero* (3.^a ed., E. Fondo de Cultura Económica, Trad. de la obra original de 1936, *The General Theory of Employment, Interest and Money*). Fondo de Cultura Económica.
- Liquitaya, J. (2013). La teoría del ingreso permanente: Análisis empírico de 19 países latinoamericanos. *Denarius*, 27, 43. <https://denarius.izt.uam.mx/index.php/denarius/article/view/78>
- Mayorga, M. y Muñoz, E. (2000). *La técnica de datos de panel: Una guía para su uso e interpretación*. Departamento de Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica.
- Monges, F. (2000). *Macroeconomía*. AGR Servicios Gráficos.
- Rupert, J., Zambrano, C. y Molero, L. (2019). Estimación de corto y largo plazo de la función consumo keynesiana para Ecuador: Período 1950-2014. *Revista de Ciencias Sociales (Ve)*, 25(3), 152-171.
- Sachs, J. y Larraín, F. (1994). *Macroeconomía en la economía global* (1.^a ed.). Prentice Hall Hispanoamericana.
- Solano, J. y Banderas, V. (2019). La hipótesis del ingreso permanente y la función de consumo de Ecuador: Evidencia para el periodo 2000-2018. *INNOVA Research Journal*, 4(3.2), 1-14. <https://revistas.uide.edu.ec/index.php/innova/article/view/1025>

Anexo

Modelo 1: MCOC

Variable dependiente: d_l_Cit - Standard errors clustered by unit

	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
Const	0,00789893	0,00174765	4,520	0,0006 ***
d_l_Yit	0,776916	0,0477287	16,28	5,02e-010 ***
Rit	0,000104325	0,000132880	0,7851	0,4465
Media de la vble. dep.	0,032170	D.T. de la vble. dep.		0,037520
Suma de cuad. residuos	0,093411	D.T. de la regresión		0,018846
R-cuadrado	0,749601	R-cuadrado corregido		0,747697
F(2, 13)	206,4703	Valor p (de F)		1,41e-10
Log-verosimilitud	680,4766	Criterio de Akaike		-1354,953
Criterio de Schwarz	-1344,203	Crit. de Hannan-Quinn		-1350,634
rho	0,011455	Durbin-Watson		1,880448

Nota. Contraste de normalidad de los residuos - Hipótesis nula: [El error tiene distribución Normal]. Estadístico de contraste: Chi-cuadrado(2) = 91,4719 con valor p = 1,37131e-20.

Modelo 2: EF

Variable dependiente: d_l_Cit - Standard errors clustered by unit

	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
const	0,0100220	0,00289256	3,465	0,0042 ***
d_l_Yit	0,758358	0,0549217	13,81	3,82e-09 ***
Rit	-5,99150e-05	0,000305091	-0,1964	0,8473
Media de la vble. dep.	0,032170	D.T. de la vble. dep.		0,037520
Suma de cuad. residuos	0,088480	D.T. de la regresión		0,018813
R-cuad. MCVF (LSDV)	0,762820	R-cuadrado 'intra'		0,734794
Log-verosimilitud	687,6902	Criterio de Akaike		-1343,380
Criterio de Schwarz	-1286,044	Crit. de Hannan-Quinn		-1320,346
rho	-0,054557	Durbin-Watson		1,981392

Nota. Contraste de normalidad de los residuos - Hipótesis nula: [El error tiene distribución Normal]. Estadístico de contraste: Chi-cuadrado(2) = 126,051 con valor p = 4,24927e-28.

Contraste conjunto de los regresores (excepto la constante) - Estadístico de contraste: F(2, 13) = 103,483 con valor p = P(F(2, 13) > 103,483) = 1,03591e-08

Contraste robusto de diferentes interceptos por grupos - Hipótesis nula: [Los grupos tienen un intercepto común] - Estadístico de contraste: Welch F(13, 96,3) = 1,48299 con valor p = P(F(13, 96,3) > 1,48299) = 0,137754

Modelo 3: EA (MCG)

Variable dependiente: d_l_Cit - Standard errors clustered by unit

	Coefficiente	Desv. Típica	Z	Valor p
const	0,00789893	0,00174765	4,520	6,19e-06 ***
d_l_Yit	0,776916	0,0477287	16,28	1,42e-059 ***
Rit	0,000104325	0,000132880	0,7851	0,4324
Media de la vble. dep.	0,032170	D.T. de la vble. dep.		0,037520
Suma de cuad. residuos	0,093411	D.T. de la regresión		0,018810
Log-verosimilitud	680,4766	Criterio de Akaike		-1354,953
Criterio de Schwarz	-1344,203	Crit. de Hannan-Quinn		-1350,634
rho	-0,054557	Durbin-Watson		1,981392
Varianza 'entre' (between)				0
Varianza 'dentro' (Within)				0,000353918
theta usado para quasi-demeaning (cuasi-centrado de los datos)				0
corr(y,yhat)^2				0,749601

Nota. Contraste de normalidad de los residuos - Hipótesis nula: [El error tiene distribución Normal]. Estadístico de contraste: Chi-cuadrado(2) = 91,4719 con valor p = 1,37131e-20.
Contraste conjunto de los regresores (excepto la constante) - Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(2) = 412,941 con valor p = 2,14322e-90
Contraste de Breusch-Pagan - Hipótesis nula: [Varianza del error específico a la unidad = 0] - Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(1) = 0,0184937 con valor p = 0,891828
Contraste de Hausman - Hipótesis nula: [Los estimadores de MCG son consistentes] - Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(2) = 3,74745 con valor p = 0,15355

Contrastes de raíz unitaria y cointegración

Contraste de Dickey-Fuller para l_Cit con constante y tendencia
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1 \cdot t + (a-1) \cdot y(-1) + \dots + e$
H0: [Todos los grupos tienen raíz unitaria]
N = 14, Tmin = 17, Tmax = 19
Im-Pesaran-Shin $W_{\text{tbar}} = -0,95107$ [0,1708]
Meta-contrastes de Choi:
Chi-cuadrado inversa(28) = 47,0715 [0,0135]
Contraste de normalidad inversa = -0,9761 [0,1645]
Contraste Logit: $t(74) = -1,12496$ [0,1321]

Contraste de Dickey-Fuller para l_Yit con constante y tendencia
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1 \cdot t + (a-1) \cdot y(-1) + \dots + e$
H0: [Todos los grupos tienen raíz unitaria]
N = 14, Tmin = 16, Tmax = 19
Im-Pesaran-Shin $W_{\text{tbar}} = -0,682754$ [0,2474]

Meta-contrastes de Choi:

Chi-cuadrado inversa(28) = 45,6622 [0,0189]

Contraste de normalidad inversa = -0,675555 [0,2497]

Contraste Logit: $t(74) = -0,644009$ [0,2608]

Contraste de Dickey-Fuller para Rit contraste con constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$

H0: [Todos los grupos tienen raíz unitaria]

N = 14, T_{min} = 16, T_{max} = 19

Im-Pesaran-Shin $W_{\text{tbar}} = -3,84774$ [0,0001]

Meta-contrastes de Choi:

Chi-cuadrado inversa(28) = 83,546 [0,0000]

Contraste de normalidad inversa = -4,32473 [0,0000]

Contraste Logit: $t(74) = -5,11665$ [0,0000]

Contraste de cointegración (Kao)

cointp_Kao(l_Cit, l_Yit, Rit, 1, 1, 1)

out (2 x 2)

unadj.DF: stat -0,43387 left_pval 0,33219

unadj.modDF: stat -1,4616 left_pval 0,071932