

**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*

Luis Domingo Laino Guanes¹

¹ Doctor en Ciencias Económicas por la Universidad Nacional de Asunción, Paraguay. Máster en Economía por la American University, Washington DC. Licenciado en Economía por la Universidad Católica de Asunción, Paraguay. Desempeñó funciones en la Secretaría Técnica de Planificación de Paraguay y como Profesor de Economía. Fue Encargado de Negocios de Paraguay en Portugal y Embajador ante Cuba, Haití y República Dominicana. Actualmente es asesor de empresas e investigador del Centro de Investigación del Chaco Americano de la Fundación Manuel Gondra, Paraguay. Correo electrónico: ldlaino@yahoo.com. Orcid: <https://orcid.org/0000-0003-2616-011X>.

Resumen

El objeto del presente estudio es constatar la hipótesis de la renta permanente mediante una función de consumo de países de América Latina y el Caribe. Se plantea una ecuación que asocia el consumo de los hogares al ingreso corriente y al ingreso de largo plazo 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 el ingreso de largo plazo, tanto a través del modelo de efectos fijos como del modelo de efectos aleatorios. En ambos casos, el ingreso del periodo anterior y la tasa de interés real no afectarían al consumo de los hogares, lo que no permite constatar el cumplimiento de la hipótesis de la renta permanente. 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

Summary

The purpose of this study is to verify the permanent income hypothesis through a consumption function of Latin American and Caribbean countries. An equation that associates household consumption with current income and long-term income for 14 Latin American and Caribbean countries in the period 2004-2023 is proposed, using the World Bank's Development Indicators database. Using the panel data technique, obtained results do not verify a relationship between consumption and long-term income, both through the fixed effects model and the random effects model. In both cases, the income of the previous period and the real interest rate would not affect household consumption, which does not allow to verify compliance with the permanent income hypothesis. 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. Durante el periodo comprendido entre los años 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 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 “La teoría general de la ocupación, el interés y el dinero” 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, concluyendo 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 al 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, con el ingreso corriente, el ingreso del periodo anterior y la tasa de interés real como variables explicativas para 14 países latinoamericanos y caribeños en el periodo 2004-2023. Se presenta seguidamente 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”, planteando 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).

Se enfoca el presente estudio 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 futuro, se incorporan junto al ingreso corriente variables asociadas al ingreso de largo plazo como el ingreso futuro esperado y la tasa de interés, especificándose la ecuación 1 para datos de panel en versión logarítmica:

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

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.

La versión logarítmica es de utilidad para estabilizar la varianza de los errores y abordar problemas de no linealidad, pero 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 hogares, 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 (MCOC); (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. Se realizó previamente un contraste para comprobar 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, MCOC); (ii) modelo 2 (Efectos Fijos, EF); y (iii) modelo 3 (Efectos Aleatorios, EA). En los tres casos se realizó la estimación por desviaciones típicas robustas, lo cual es recomendable ante la detección de heterocedasticidad y autocorrelación (Greene, 2003).

En los modelos 1 (MCOC) y 3 (EA) no puede asumirse una distribución normal del error, al rechazarse las hipótesis nulas con valores p significativos al nivel del 1%. No obstante, el modelo 3 se aplica a través de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) lo que proporciona flexibilidad en relación con la normalidad del error (Greene, 2003). Con relación al modelo 2 (EF), no se rechaza la hipótesis nula y puede asumirse una distribución normal.

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 significativo al nivel del 1%, con lo cual se rechaza la hipótesis nula de que el modelo MCOC es el adecuado, en favor del 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. Al nivel del 5%, el valor p es significativo e implica el rechazo de la hipótesis nula en favor del modelo de EF. En consecuencia, se consideraron tanto el modelo 2 (EF) como el modelo 3 (EA) en el análisis de los resultados obtenidos.

Se presentan en las tablas 1 y 2 los principales resultados:

Tabla 1: Resumen de resultados

	Modelo 1: MCOC	Modelo 2: EF	Modelo 3: EA (MCG)
const	-0,297545 (0,503960)	-1,59540* (0,806970)	-1,28926** (0,615573)
ln Yit	0,941810*** (0,208709)	0,988575*** (0,0830223)	0,968593*** (0,0828546)
ln Yit-1	0,0529795 (0,197572)	0,0609897 (0,0720381)	0,0688323 (0,0760815)
ln Rit	-0,0246317 (0,0143077)	-0,0030777 (0,0040469)	-0,0041772 (0,0042110)

Variable dependiente: ln Cit

*** significativo al nivel del 1%, ** sig. al nivel del 5%, * sig. al nivel del 10%

Desviaciones típicas robustas, desviaciones típicas entre paréntesis

Fuente: elaboración propia con datos de resultados obtenidos

Tabla 2: Contrastes de Breusch-Pagan y de Hausman

<p>Contraste de Breusch-Pagan:</p> <p>Hipótesis nula: [Varianza del error específico a la unidad = 0]</p> <p>Estad. de contraste asintótico: Chi-cuadrado (1) = 1650,01 con valor p = 0</p>
<p>Contraste de Hausman:</p> <p>Hipótesis nula: [Los estimadores de MCG son consistentes]</p> <p>Estad. de contraste asintótico: Chi-cuadrado (3) = 10,0321</p> <p>con valor p = 0,0182956</p>

Fuente: elaboración propia con datos de resultados obtenidos

Tanto el modelo de EF como el de EA cuentan con poder explicativo. 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 0,988575% en el modelo 2 (EF) y en 0.968593% en el caso del modelo 3 (EA).

En relación con las dos variables explicativas restantes, ingreso del periodo anterior (Y_{it-1}) y 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, las dos variables explicativas vinculadas a la hipótesis de la renta permanente arrojan resultados estadísticamente no significativos.

En ambos modelos, el ingreso del periodo anterior y tasa de interés real no afectarían al consumo de los hogares, lo cual no respalda el planteamiento fundamental de la hipótesis de la renta permanente de que el consumo no depende únicamente del ingreso corriente sino también del ingreso promedio o esperado. No obstante, en ambos casos los signos de los coeficientes se enmarcan en lo esperado, presentando el ingreso del periodo anterior signo positivo y la tasa de interés real signo negativo.

En cuanto al ingreso corriente, los resultados presentan una fuerte relación con el consumo e indican que por un aumento en el ingreso del 1% el consumo de los hogares se incrementaría en 0.99% en el modelo de efectos fijos y en 0.97% 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, Liquitaya (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, obteniendo 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) concluyen en un análisis de la relación entre consumo e ingreso permanente per cápita para Ecuador en el período 1950-2014 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 sólo 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, se estima en el presente trabajo una función de consumo para 14 países latinoamericanos y caribeños en el periodo 2004-2023. De acuerdo con los resultados obtenidos tanto mediante 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 constatándose una relación entre el consumo y el ingreso de largo plazo.

En ambos casos, el ingreso del periodo anterior y la tasa de interés real no afectarían al consumo de los hogares, lo cual no respalda el planteamiento fundamental de la hipótesis de la renta permanente. 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. (2023). *Indicadores del desarrollo mundial*. <https://databank.worldbank.org>

Baronio, A., & 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., & 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., & Fischer, S. (1994). *Macroeconomía* (6.ª ed.). McGraw-Hill.

Farmer, R. (1999). *Macroeconomics*. South-Western College Publishing.

Greene, W. H. (2003). *Econometric analysis* (5th 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 No. 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 No. 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., & 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.

Ruperti, J., Zambrano, C., & 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., & Larraín, F. (1994). *Macroeconomía en la economía global* (1.ª ed.). Prentice Hall Hispanoamericana.

Solano, J., & 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: l_Cit, desviaciones típicas robustas (HAC)

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p
const	-0,297545	0,503960	-0,5904	0,5650
l_Yit	0,941810	0,208709	4,513	0,0006 ***
l_Y lit-1	0,0529795	0,197572	0,2682	0,7928
l_Rit	-0,0246317	0,0143077	-1,722	0,1088
Media de la vble. dep.	24,36152	D.T. de la vble. dep.		1,774375
Suma de cuad. residuos	4,025686	D.T. de la regresión 0,125646		
R-cuadrado	0,995044	R-cuadrado corregido		0,994986
F(3, 13)	1685,436	Valor p (de F)	4,37e-17	

Contraste de normalidad de los residuos - Hipótesis nula: [El error tiene distribución Normal]

Estadístico de contraste: Chi-cuadrado(2) = 33,4826 con valor p = 5,36229e-08

Modelo 2: EF

Variable dependiente: l_Cit, Desviaciones típicas robustas (HAC)

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	valor p
const	-1,595400	0,806970	-1,977	0,0696 *
l_Yit	0,988575	0,0830223	11,91	<0,0001 ***
l_Y lit-1	0,0609897	0,0720381	0,8466	0,4125
l_Rit	-0,00307772	0,00404694	-0,7605	0,4605
Media de la vble. dep.	24,36152	D.T. de la vble. dep.		1,774375

Suma de cuad. residuos 0,249711 D.T. de la regresión 0,032123

Contraste de normalidad de los residuos - Hipótesis nula: [El error tiene distribución Normal]

Estadístico de contraste: Chi-cuadrado(2) = 8,152 con valor p = 0,0169752

Modelo 3: EA (MCG)

Variable dependiente: L_Cit, Desviaciones típicas robustas (HAC)

	Coeficiente	Desv. Típica	z	valor p
const	-1,289260,615573	-2,094	0,0362	**
L_Yit	0,968593 0,0828546	11,69	<0,0001	***
L_Ylit-1	0,0688323	0,0760815	0,9047	0,3656
L_Rit	-0,00417715	0,00421104	-0,9920	0,3212
Media de la vble. dep.	24,36152	D.T. de la vble. dep.		1,774375
Suma de cuad. residuos	5,697784	D.T. de la regresión	0,149188	

Varianza 'entre' (between) = 0,021668 Varianza 'dentro' (Within) = 0,00103186

Contraste de normalidad de los residuos - Hipótesis nula: [El error tiene distribución Normal]

Estadístico de contraste: Chi-cuadrado(2) = 26,2953 con valor p = 1,95009e-06