

# Una aproximación a la Dinámica del Consumo en América Latina y el Caribe<sup>a</sup>

*An Overview of Consumption Trends in Latin America and the Caribbean*

Luis Domingo Laino<sup>b</sup> 

Fundación Manuel Gondra, Centro de Investigación del Chaco Americano, Assunção,  
Paraguai

**Resumo:** El objetivo del presente estudio es analizar la dinámica del consumo de los hogares en América Latina y el Caribe contrastando aspectos teóricos como la racionalidad intertemporal, las restricciones de liquidez y las fricciones financieras. Para ello, se propone una metodología de estrategia dual para abordar tanto el largo plazo como el corto plazo, mediante dos modelos aplicados a un panel de datos de 11 países de la región durante el periodo 2006-2023. Los resultados sugieren que el consumo de largo plazo estaría asociado a su propia inercia y al nivel de ingresos, y en el corto plazo a una sensibilidad ante choques transitorios. No obstante, los resultados deberían interpretarse como tendencias indicativas, resaltándose la importancia de profundizar la investigación empírica.

**Palabras-clave:** Racionalidad intertemporal. Restricciones de liquidez. Datos de panel.

**Abstract:** This study aims to analyze household consumption dynamics in Latin America and the Caribbean by contrasting theoretical aspects such as intertemporal rationality, liquidity constraints, and financial frictions. To this end, a dual-strategy methodology is proposed to address both the long and short term, using two models applied to a panel dataset from 11 countries in the region during the period 2006–2023. The results suggest that long-term consumption is associated with its own inertia and income levels, while short-term consumption is associated with sensitivity to transitory shocks. However, the results should be interpreted as indicative trends, highlighting the importance of further empirical research.

**Keywords:** Intertemporal Rationality. Liquidity Constraints. Panel Data.

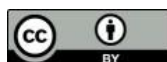
**JEL:** C33. E21. O54.

Editor responsável: Rafael Galvão de Almeida | DOI: 10.5380/re.v47i90.94138

<sup>a</sup> Submissão: 22/01/2024 | Aprovação: 09/03/2026 | Publicação: 25/05/2026

<sup>b</sup> ldlaino@yahoo.com

O autor declara não haver conflito de interesse. Os conteúdos utilizados na pesquisa encontram-se no manuscrito.



Esta publicação está licenciada sob os termos de  
Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional

## 1. Introducción

En 2024 el consumo de los hogares de América Latina y el Caribe representó el 81,9% del Producto Interno Bruto (PIB), con un aumento del 2,3% con respecto a 2023. En el periodo 2006-2024 el consumo representó en promedio el 80,4% del PIB y mantuvo una tasa de crecimiento promedio del 2.6% anual (Banco Mundial [BM], 2025). El consumo es el componente más importante de la demanda agregada por lo que una mejor comprensión de su dinámica tiene suma relevancia en varios aspectos.

En cuanto a las políticas públicas, el análisis basado en modelos macroeconómicos, como los que proyectan el impacto de la inversión agregada, puede fortalecerse con mayor conocimiento sobre cómo las familias de la región latinoamericana y caribeña responden a choques de ingresos (Laino, 2015). Igualmente, el logro de un crecimiento sostenible requiere una mejor comprensión de los patrones de consumo de los hogares (Hertwich *et al.*, 2019).

Este artículo se divide en cinco secciones incluida esta introducción como la primera de ellas. En la segunda sección se presenta una revisión del estudio del consumo desde la teoría keynesiana hasta planteamientos actuales y en la tercera sección se propone la metodología y datos a utilizar. Los resultados obtenidos y su análisis son incluidos en la cuarta sección y en la quinta sección se presentan las conclusiones.

El presente estudio tiene el objetivo de analizar la dinámica del consumo privado de los hogares en América Latina y el Caribe abordando aspectos fundamentales de la teoría del consumo como la racionalidad intertemporal, las restricciones de liquidez y las fricciones financieras. Para el efecto, se aplica una estrategia de modelado dual aplicada a un panel de datos de 11 países de la región durante el periodo 2006-2023.

## 2. Revisión del estudio del consumo

Keynes (1936) fue el pionero en proponer un análisis teórico del consumo, planteando que el mismo aumenta en la medida que el ingreso corriente crece, aunque no tanto como el crecimiento del ingreso. Esto implica que la variación en el consumo y el ingreso tienen el mismo signo, pero la variación en el consumo es menor, con una propensión marginal a consumir situada entre 0 y 1.

La teoría keynesiana fue el marco analítico predominante hasta que fueron surgiendo otras propuestas que buscaban responder a las evidencias empíricas. La primera de ellas fue un estudio realizado por Kuznets de 1946 sobre el consumo en Estados Unidos, que halló un comportamiento que no se encuadra en la función de consumo keynesiana. Kuznets encontró una relación consumo/ingreso estable y una propensión a consumir contracíclica, que aumenta cuando la economía se contrae y disminuye cuando la misma se expande (Oreiro, 2003).

Se destaca luego el planteamiento de Fischer de que el consumidor anticipa su ingreso futuro y se enfrenta a elecciones intertemporales. Así, al contrario de lo que dicta la teoría keynesiana, las variaciones temporales en el ingreso no tendrían efecto sobre las decisiones de consumo, con una relación entre consumo e ingreso de carácter estructural (Oreiro, 2003). Las ideas de Fischer sustentaron dos de los planteamientos básicos del consumo: la Hipótesis del Ciclo Vital (HCV) de Modigliani y Brumberg (1954); y la Hipótesis de la Renta Permanente (HRP) de Friedman (1957), que aseveran que el consumo depende no solo del ingreso corriente sino de las expectativas del ingreso de largo plazo.

Al respecto, Campante *et al.* (2021) señalan que estas hipótesis del consumo sin incertidumbre asumen un consumo estable basado en los recursos intertemporales, de manera que los individuos buscan atenuar la volatilidad en sus ingresos. Modigliani y Brumberg sostuvieron que los consumidores planifican su jubilación mediante el ahorro, siendo determinante el momento del ciclo de vida en que se encuentran. Friedman, por otra parte, planteó que los individuos ahorran y se endeudan con el fin de suavizar la trayectoria del consumo, por lo que éste no es influenciado por variaciones transitorias sino por la renta permanente.

Con posterioridad, el estudio del consumo incorporó la incertidumbre y las preferencias en sí mismas. La incertidumbre afecta al ingreso futuro esperado o a la rentabilidad de los activos, por lo que haría a los individuos más cautelosos y aumentaría el ahorro más de lo que predice la HRP. Por su parte, las preferencias podrían actuar en contrario al ser inusualmente altas por el consumo actual, lo que conlleva que los individuos tenderían a un consumo excesivo y presentarían trayectorias de consumo inconsistentes en el tiempo (Campante *et al.*, 2021).

Es así que a partir de la HRP y la HCV, Hall (1978) resaltó la imprevisibilidad de los cambios en el consumo y concluyó que el mismo sigue un “paseo aleatorio”, dado que toda información conocida ya debió tomarse en cuenta

y solamente eventos inesperados pueden alterar la trayectoria de consumo. Campante *et al.* (2021) señalan que la evidencia no respalda plenamente este planteamiento al tiempo que destacan los trabajos de Caballero, y Gourinchas y Parker. Caballero (1990) concluye que ante la incertidumbre los consumidores se inclinan hacia el ahorro preventivo, y Gourinchas y Parker (2002) describen un patrón de consumo creciente de las familias hasta principios de los 30 años, punto a partir del cual el consumo empieza a ser más estable.

Con relación a las preferencias, se observa que el consumo se desvía del marco intertemporal óptimo, lo cual se atribuye también al “sesgo presente” o a la cuestión de valores predeterminados. En este aspecto, se destaca el concepto de contabilidad mental de Thaler, que indica que los individuos construyen mentalmente conjuntos de bienes basando sus decisiones en éstos como decisiones independientes; y los hallazgos de Madrian con respecto a la seguridad social y el efecto de los valores predeterminados (Campante *et al.*, 2021).

Campante *et al.* (2021) afirman que la idea de la estabilización del consumo, tanto en la versión con incertidumbre como sin ella, ha tomado preeminencia en el análisis macroeconómico actual. Refieren que el consumo no sería una función del ingreso actual sino de la riqueza intertemporal, con lo que concluyen que la función de consumo keynesiana y la propensión marginal a consumir no tendrían mucho sentido.

No obstante, y si bien la HRP implica que los cambios en el ingreso se traducirían en el consumo, se evidenció que el consumo es demasiado “suave” en comparación con las fluctuaciones del ingreso, en lo que se llamó la “Paradoja de Deaton” (Ruschka *et al.*, 2025). Deaton (1991) y otros autores asociados a la Nueva Economía Keynesiana (NEK) sostienen que, aunque los consumidores son racionales en el marco de la HRP y la HCV (largo plazo), el exceso de sensibilidad del consumo a los cambios en el ingreso transitorio se debe a las restricciones de liquidez y a la incertidumbre (corto plazo). Al respecto, Deaton modeló un consumidor que se enfrenta a la restricción de no poder pedir prestado contra futuros ingresos, lo que le impide suavizar el consumo ante choques negativos de ingreso.

Deaton (1991) se enfoca también en la incertidumbre sobre el ingreso futuro. Los individuos buscan acumular un colchón de ahorro para prepararse ante posibles choques negativos, pero éste puede ser insuficiente o nulo para los

hogares con bajos ingresos o aquellos con restricciones de crédito. Se refiere igualmente a los consumidores “atados a la liquidez”, que son los hogares con escaso ahorro o que no pueden endeudarse: cualquier aumento en el ingreso corriente se traduce casi completamente en un aumento del consumo, creando el "exceso de sensibilidad".

En el mismo sentido, Farmer (1999) subraya la idea nekeynesiana de que el consumo debería ser menos volátil de lo que realmente es, lo cual no se cumple debido a la dificultad para prestar dinero por parte de las familias; y Jappelli y Pistaferri (2010) resaltan resultados en que el consumo responde a los cambios de ingreso incluso predecibles, debido a las restricciones de liquidez y al ahorro precautorio.

Desde las ideas de Keynes, las hipótesis de Modigliani y Brumberg, Friedman y la NEK, el análisis del consumo ha explorado también otras líneas de investigación, como el enfoque microeconómico y el consumo sostenible. En relación a lo primero, el mismo Deaton plantea un análisis más centrado en el comportamiento individual incorporando las encuestas de hogares, lo cual posibilitó una mejor aproximación al gasto y su distribución (Saldarriaga, 2016).

Por otra parte, la línea de estudio del consumo sostenible afirma que el consumo actual no debe comprometer las necesidades de las generaciones futuras, minimizando el uso de recursos naturales, las emisiones tóxicas, la generación de residuos y la contaminación. Hertwich *et al.* (2019) demuestran que, para lograr los objetivos del Acuerdo de París, se requieren reducciones rápidas y sustanciales de las emisiones, y que los cambios en los patrones de consumo, especialmente en las ciudades más ricas, son una vía indispensable para la mitigación climática.

En relación a estudios empíricos realizados en América Latina y el Caribe, se presentan resultados diversos. Casas y Gil (2011) concluyen la validez de la teoría keynesiana para Colombia, y que la HRP con expectativas adaptativas es la más consistente en el largo plazo. Respecto al mismo país, otros autores basan su análisis tanto en el modelo keynesiano (Torres, 2025) como en un modelo canónico (Arias *et al.*, 2023). De igual forma, la HRP es respaldada por un estudio para Ecuador (Solano y Banderas, 2019), mientras que la teoría keynesiana es comprobada para el mismo país por Ruperti *et al.* (2019). Otros estudios concluyen que la teoría keynesiana se ajusta al comportamiento del consumo para el caso de Cuba (López, 2015) y de México (Ramírez *et al.*, 2022).

Análisis agregados a nivel regional son escasos. Liquitaya (2012) analiza la teoría del ingreso relativo en 19 países latinoamericanos, y en otra investigación con similar número de países constata la HRP aunque señala que los hogares no suavizan su consumo ante variaciones en su ingreso corriente en todos los casos (Liquitaya, 2013). Por otra parte, un estudio que incluye a 14 países de la región verificó una relación entre el consumo y el ingreso corriente que se enmarca en la teoría keynesiana y no constató el cumplimiento de la HRP en el corto plazo (Laino, 2025).

Considerando la todavía incipiente investigación empírica de esta temática a nivel regional, este trabajo pretende aportar a brindar una mejor comprensión de la dinámica del consumo en América Latina y el Caribe, abordando aspectos críticos de la teoría del consumo como la racionalidad intertemporal, las restricciones de liquidez y las fricciones financieras.

### **3. Metodología y datos**

#### **3.1 Metodología de modelación dual**

Dado el propósito del presente estudio, se propone la metodología econométrica de datos de panel, que combina la dimensión transversal (11 países latinoamericanos y caribeños) con la dimensión temporal (18 años del periodo 2006-2023). Al realizarse un estudio regional que involucra a diferentes países, esta técnica permite controlar la homogeneidad no observable entre éstos, como ser sus instituciones, cultura o estructura económica, que podrían afectar al consumo.

Se plantea el análisis mediante una estrategia dual que posibilite una discusión respecto a la racionalidad de largo plazo a la luz de la HRP y la HCV, y que permita igualmente discutir sobre las restricciones de liquidez y las fricciones financieras planteadas por Deaton y la NEK. Mediante la aplicación de dos modelos, uno para el largo plazo y otro para el corto plazo, se busca abordar de manera completa la dinámica del consumo en economías de la región consideradas vulnerables.

Se propone en primer lugar un modelo de panel dinámico que permita estimar el coeficiente de inercia de manera no sesgada, optándose por el Método Generalizado de Momentos en Sistema (*System Generalized Method of Moments*,

SYS-GMM) que resuelve la endogeneidad causada por la correlación entre el consumo pasado y los efectos fijos del país, lo que modelos estáticos no abordan (Blundell; Bond, 1998).

Se especifica de la siguiente forma la ecuación 1 para el modelo de largo plazo:

$$\ln[C_{it}] = \alpha + \gamma \ln C_{(it-1)} + \beta_1 \ln[Y_{it}] + \beta_2 [(AHBY)_{it}] + \beta_3 [(TIR)_{it}] + \beta_4 [(CRED)_{it}] + \beta_5 [(INFL)_{it}] + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Donde  $C_{it}$  es la variable dependiente consumo privado (en logaritmo natural);  $\alpha$  es el intercepto común;  $\gamma$  es el coeficiente de persistencia autorregresiva que busca capturar la inercia o hábito de consumo;  $Y_{it}$  es la variable independiente ingreso corriente (en logaritmo natural), con un efecto estructural de largo plazo sobre el consumo;  $[(AHBY)_{it}]$ ,  $[(TIR)_{it}]$ ,  $[(CRED)_{it}]$  e  $[(INFL)_{it}]$  miden riqueza/ahorro, costo de endeudamiento, profundidad crediticia e incertidumbre/precios, respectivamente, consideradas variables independientes con efectos igualmente de largo plazo;  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$ ,  $\beta_4$  y  $\beta_5$  son los parámetros que representan a los coeficientes de las variables independientes;  $\eta_i$  mide los efectos fijos inobservables por país (control de heterogeneidad); y  $\varepsilon_{it}$  es el término de error idiosincrático.

En segundo término, se plantea un modelo de datos de panel con el método de Efectos Fijos (Fixed Effects, FE) que permita examinar las fricciones de la restricción de liquidez y la sensibilidad a los choques transitorios de corto plazo. El modelo FE asegura que las estimaciones se basen únicamente en la variación dentro de cada país a lo largo del tiempo y elimina así el sesgo causado por diferencias permanentes entre países. Con ésto se busca que los resultados no estén sesgados por el hecho de que algunos países son estructuralmente más ricos o tienen hábitos de consumo diferentes de otros.

Se especifica así la ecuación 2 para el modelo de corto plazo:

$$\Delta \ln[C_{it}] = \delta_i + \beta_1 \Delta \ln C_{(it-1)} + \beta_2 \Delta \ln[Y_{it}] + \beta_3 \Delta [(AHBY)_{(it-1)}] + \beta_4 \Delta [(TIR)_{(it-1)}] + \beta_5 \Delta [(CRED)_{it}] + \beta_6 \Delta [(INFL)_{it}] + \mu_{it} \quad (2)$$

Donde  $\delta_i$  es el intercepto y  $\mu_{it}$  es el término de error. En el modelo FE no se incluye el consumo pasado, y se efectúa la transformación a primeras diferencias de las series no estacionarias ( $\Delta$ ). Esta transformación logra la estacionariedad del modelo y permite la interpretación de sus coeficientes como efectos de corto plazo o tasas de crecimiento (Engle; Granger, 1987). Las variables AHBY y TIR son incluidas con un rezago temporal (t-1), asumiendo que el consumo reacciona a la información financiera ya observada en el periodo pasado, y buscando a su vez mitigar la simultaneidad que podría tener el consumo corriente sobre las variables financieras del mismo periodo.

### 3.2 Datos utilizados

Los datos fueron obtenidos de los Indicadores del Desarrollo del Banco Mundial (BM, 2025). El consumo privado (C) está representado por el Consumo Final que es el gasto en bienes y servicios del sector de los hogares para la satisfacción directa de necesidades o deseos humanos, ya sean individuales o colectivos. El ingreso corriente (Y) está representado por el PIB o ingreso total obtenido mediante la producción de bienes y servicios en un territorio económico durante un período contable.

Ambas variables están expresadas en dólares internacionales constantes, convertidos mediante Paridad de Poder Adquisitivo (PPA) con 2021 como año de referencia. La PPA es un factor de conversión de divisas y un deflactor espacial de precios, con lo que se iguala el poder adquisitivo para realizar comparaciones de producción y bienestar material promedio entre los países (BM, 2025). En los dos casos, se realizó una transformación a logaritmos naturales para estabilizar la varianza de los errores y abordar problemas de no linealidad, por lo que los resultados deben ser interpretados en términos de elasticidad.

La variable de riqueza/ahorro (AHBY) es el Ahorro Bruto o porcentaje del PIB que representa la parte de la renta disponible que no se destina al consumo final. El ahorro bruto se calcula restando el consumo total a la renta nacional bruta y sumando las transferencias netas. La variable costo de endeudamiento (TIR) es el tipo de interés de los préstamos ajustado por la inflación y expresado en porcentaje (Tasa de Interés Real). Las condiciones de los tipos de interés varían según el país, lo que podría limitar su comparabilidad (BM, 2025).

La variable de profundidad crediticia (CRED) es el crédito interno al sector privado (Crédito Privado), expresado en porcentaje del PIB y referido a los recursos financieros proporcionados al sector privado por las entidades financieras, entidades de crédito, aseguradoras, fondos de pensiones y casas de cambio. Finalmente, la variable de incertidumbre/precios (INFL) es la variación porcentual con respecto a cada año del índice de precios al consumidor (Tasa de Inflación) y refleja la variación porcentual anual del costo para el consumidor promedio de adquirir una canasta de bienes y servicios (BM, 2025) (Tabla 1).

**Tabla 1 – Variables**

<b>Variable dependiente</b>	Consumo Privado (C)	Consumo Final (PPP 2021)
<b>Variables independientes</b>	Ingreso Corriente (Y)	PIB (PPP 2021)
	Riqueza/Ahorro (AHBY)	Ahorro Bruto/PIB (%)
	Costo de Endeudamiento (TIR)	Tasa de Interés Real (%)
	Profundidad Crediticia (CRED)	Crédito Privado/PIB (%)
	Incertidumbre/Precios (INFL)	Tasa de Inflación (%)

Fuente: elaboración propia.

El conjunto de datos utilizado está compuesto por series anuales del periodo 2006-2023 y separado en 11 paneles, uno por cada país latinoamericano y caribeño considerado (T=18, N=11). Otros países de la región no pudieron ser incluidos debido a la falta de datos. En relación a la distribución geográfica, se incluyó a 4 países de América del Sur: Bolivia, Brasil, Colombia y Paraguay; 4 de América Central: Costa Rica, Guatemala, Honduras y Nicaragua; 2 del Caribe: Haití y República Dominicana; y uno de América del Norte: México.

De acuerdo a la clasificación por ingresos del Banco Mundial, 4 de estos países son de ingreso medio-bajo: Bolivia, Haití, Honduras y Nicaragua; 6 son de ingreso medio-alto: Brasil, Colombia, República Dominicana, Guatemala, México y Paraguay; y uno es de ingreso alto: Costa Rica (BM, 2025).

#### 4. Resultados y análisis

Mediante el programa estadístico *Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library* (GRET) versión 2024b se realizaron las estimaciones correspondientes al modelo de largo plazo (Panel Dinámico SYS-GMM) y al modelo de corto plazo (Panel FE).

Previamente, se realizaron las pruebas de raíz unitaria de panel (contraste Levin-Lin-Chu). En relación al modelo de largo plazo, el estimador SYS-GMM ofrece flexibilidad para manejar distintos grados de integración, si una variable es  $I(1)$  la diferencia internamente, y si es  $I(0)$  la incluye y utiliza las condiciones de momento apropiadas. Con respecto al modelo de corto plazo, se aplica la estrategia de diferenciación de las variables no estacionarias. De acuerdo a los resultados del contraste, el consumo privado (C), el ingreso corriente (Y), la riqueza/ahorro (AHBY) y el costo de endeudamiento (TIR) son variables  $I(1)$ , mientras que la profundidad crediticia (CRED) y la incertidumbre/precios (INFL) son variables  $I(0)$  (Ver anexo).

En el análisis de no estacionalidad debe advertirse la cuestión de la dependencia transversal que puede darse en paneles regionales donde los choques macroeconómicos impactan simultáneamente a las unidades observadas. Si bien el contraste de Levin-Lin-Chu aplicado podría tener sesgos en presencia de correlación contemporánea, la robustez del análisis se apoyaría en que las variables fueron transformadas en primeras diferencias, procedimiento estándar que suele mitigar tanto la no-estacionalidad como gran parte de la dependencia común de largo plazo. De igual modo, la consistencia hallada entre los resultados de largo plazo (SYS-GMM) y corto plazo (FE) sugeriría que las relaciones estimadas no son espurias.

En primer lugar, se exploró el modelo de largo plazo SYS-GMM que estima simultáneamente un sistema de dos ecuaciones: una ecuación en diferencias que se instrumenta con los niveles rezagados de las variables; y una ecuación en niveles que se instrumenta con las primeras diferencias rezagadas de las variables.

Para reducir la sobre-instrumentación se separó las variables independientes en dos grupos de forma a proceder a una especificación diferenciada. Se definieron como variables endógenas o débilmente exógenas al consumo rezagado ( $C_{t-1}$ ) que es de dinámica propia, por una parte; y por otra parte al ingreso (Y) y la profundidad crediticia (CRED) que se asume pueden ser afectadas por el consumo

actual, utilizándose una ventana de instrumentación 2 a 2 (retardo se inicia en t-2). Como estrictamente exógenas o predeterminadas se consideraron a las variables ahorro (AHBY), tasa de interés (TIR) e inflación (INFL) que se asume serían independientes a choques contemporáneos, utilizándose una ventana 1 a 1.

Al emplear una matriz de instrumentos restringida en sus retardos se mantuvo un número de instrumentos ( $J=23$ ) en un nivel inferior al número de unidades de sección cruzada ( $N=11$ ) multiplicado por un factor razonable, obteniéndose los correspondientes contrastes de validación (Tabla 2). Con respecto a la validez de los instrumentos, se reporta el contraste J de Hansen, el cual es robusto ante la presencia de heterocedasticidad. Debe observarse que el programa GRETL etiqueta a este estadístico como “Sargan” al realizarse una estimación SYS-GMM en dos pasos con matriz de pesos óptima, y que el mismo equivale técnicamente al contraste J de Hansen (Hansen, 1982; Cottrell y Lucchetti, 2024) (Ver Anexo).

**Tabla 2 – Contrastes del modelo SYS-GMM**

<b>Contraste de Supuestos</b>	<b>Resultado</b>	<b>Valor p</b>	<b>Cumplimiento</b>
AR(2) (Autocorrelación)	-1,01682	0,3092	SYS-GMM válido
Hansen J (Instrumentos)	9,81554	0,8761	Instrumentos válidos
Wald (Significancia)	87171,8	0,0000	Regresores conjuntamente significativos

Fuente: elaboración propia a partir de resultados obtenidos.

Al emplear una matriz de instrumentos restringida en sus retardos se mantuvo un número de instrumentos ( $J=23$ ) en un nivel inferior al número de unidades de sección cruzada ( $N=11$ ) multiplicado por un factor razonable, obteniéndose los correspondientes contrastes de validación (Tabla 2). Con respecto a la validez de los instrumentos, se reporta el contraste J de Hansen, el cual es robusto ante la presencia de heterocedasticidad. Debe observarse que el programa GRETL etiqueta a este estadístico como “Sargan” al realizarse una estimación SYS-GMM en dos pasos con matriz de pesos óptima, y que el mismo equivale técnicamente al contraste J de Hansen (Hansen, 1982; Cottrell; Lucchetti, 2024) (Ver Anexo).

**Tabla 3 – Resultados del modelo largo plazo (SYS-GMM)**

Variable	Coefficiente	Desv. Típ.	Estad. z	Valor p	Implicación
lnC (t-1)	0,780058	0,128788	6,057	1,39e-09***	Inercia y suavización
lnY	0,221172	0,133663	1,655	0,0980*	Efecto de largo plazo
AHBY	8,9484e-05	0,0012934	0,0692	0,9448	Riqueza/Ahorro
TIR	-0,0005655	0,0006020	-0,9393	0,3476	Costo de endeudamiento
CRED	-0,0005480	0,0003692	-1,484	0,1377	Profundidad crediticia
INFL	0,0004231	0,0007720	0,5474	0,5841	Incertidumbre/Inflación
Cons	-0,0651422	0,340268	-0,1914	0,8482	

Fuente: elaboración propia a partir de resultados obtenidos.

Respecto a la robustez de este modelo dinámico, y si bien los contrastes lo validan estadísticamente, debe advertirse la limitación asociada a la relación entre el número de instrumentos generados y el reducido número de países analizados (Roodman, 2009). Ésto podría afectar la capacidad de detección de problemas de sobre-identificación, por lo cual los coeficientes de largo plazo deben interpretarse como tendencias indicativas. Igualmente, no es posible descartar totalmente la incidencia en el consumo de largo plazo de las demás variables, debido a que su falta de significancia podría estar vinculada a la pérdida de grados de libertad resultante de la proliferación de instrumentos.

En segundo término, se estimó el modelo de corto plazo en primeras diferencias de las variables no estacionarias. La transformación a primeras diferencias mitiga el sesgo de simultaneidad y garantiza la estacionariedad, manteniendo la estructura del modelo FE. Como se mencionó, se aplicó un rezago a las variables ahorro y tasa de interés (AHBY y TIR) para conseguir plausibilidad causal y reducir una eventual simultaneidad.

Se utilizó la técnica de Errores Estándar Clusterizados por Unidad para corregir las desviaciones de la homocedasticidad y la autocorrelación dentro de cada país. El contraste Durbin-Watson respalda la ausencia de autocorrelación serial de primer orden y el contraste de Hausman rechaza que los estimadores de un modelo alternativo de efectos aleatorios son consistentes, en favor de la elección del modelo FE (Hausman, 1978) (Ver Anexo).

Pasando a los resultados del modelo de corto plazo, el coeficiente de la variable ingreso corriente es significativo y establece que un incremento de 1% en la tasa de crecimiento del ingreso se asociaría a un aumento de 0,90% en la tasa de crecimiento del consumo. Este resultado sugiere una alta sensibilidad del consumo ante choques transitorios del ingreso, asociada a un consumo procíclico. Por otra parte, si bien el coeficiente de la variable tasa de interés real es también significativo, el mismo presenta un efecto de escasa magnitud (Tabla 4).

**Tabla 4 – Resultados del modelo corto plazo (FE)**

Variable	Coefficiente	Estad. t	Valor p	Implicación
$\Delta \ln Y$	0,897207	11,77	3,50e-07 (***)	Efecto ingreso
$\Delta TIR (t-1)$	-0,000641141	-2,857	0,0171 (**)	Canal de sustitución
$\Delta AHBY (t-1)$	-0,000271492	-0,5538	0,5919	Riqueza rezagada
CRED	-1,31344e-05	-0,07154	0,9444	Fricción crediticia
INFL	-4,60327e-05	-0,2931	0,7755	Ahorro precautorio

Fuente: elaboración propia a partir de resultados obtenidos.

Debe considerarse que este análisis de corto plazo se enfrenta a dos cuestiones críticas: el reducido número de clústeres ( $N=11$ ) y el rechazo de la hipótesis de normalidad en los residuos (Ver Anexo). Ésto implica que los errores estándar robustos podrían estar sesgados a la baja y que las pruebas de significancia tradicionales deben interpretarse con cautela, ya que las distribuciones t y F asumen normalidad o convergencia asintótica, la cual es limitada en muestras pequeñas (Cameron y Miller, 2015).

Sin embargo, la validez del modelo se sostendría en la consistencia de los estimadores: los coeficientes de elasticidad-ingreso y de la tasa de interés mantienen signos y magnitudes alineados con la teoría económica del consumo. La falta de normalidad podría sugerir la presencia de choques idiosincráticos o heterogeneidad no observada en los 11 países en estudio, pero no invalidaría la dirección de las relaciones halladas.

## 5. Conclusiones

Con el objetivo de analizar la dinámica del consumo privado en Latinoamérica y el Caribe abordando la racionalidad intertemporal, las restricciones de liquidez y las fricciones financieras, se llevó a cabo en este estudio una estrategia de modelado dual. Esta estrategia se propone separar la dinámica de largo y corto plazo, y fue aplicada a 11 países de la región durante el periodo 2006-2023.

En primer lugar, se estimó un modelo de panel dinámico SYS-GMM obteniéndose resultados que sugieren que el consumo de largo plazo estaría asociado a su propia inercia y al nivel de ingresos. No obstante, los resultados deben interpretarse como tendencias indicativas. Establecer la robustez definitiva del modelo requeriría la inclusión de una base de datos con mayor cobertura transversal, recomendable para futuros análisis.

En segundo término, el modelo de panel FE estimado para el corto plazo sugiere una transmisión de los choques económicos hacia el gasto de los hogares, asociada a un consumo procíclico. Al igual que en el modelo de largo plazo y considerando las limitaciones del análisis, debe advertirse que los estimadores mantienen su validez como tendencias promedio del conjunto de los países analizados.

## Referencias

ARIAS, F. *et al.* Dinámica y determinantes del consumo de los hogares en Colombia, durante la postpandemia del Covid-19. *Revista de Economía del Rosario*, v. 26, n. 2, p. 1-36, 2023. DOI:

<https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/economia/a.13515>

BANCO MUNDIAL. *Indicadores del desarrollo mundial*. 2025. Disponible em: <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators#>. Acesso em: 25 maio 2026.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, v. 87, n. 1, p. 115–143, 1998. DOI: <https://www.homepages.ucl.ac.uk/~uctp39a/Blundell-Bond-1998.pdf>

CABALLERO, R. J. Consumption puzzles and precautionary savings. *Journal of Monetary Economics*, v. 25, n. 1, p. 113–136, 1990. DOI:

<https://economics.mit.edu/sites/default/files/publications/Consumption%20Puzzles%20and%20Precautionary%20Savings.pdf>

CAMERON, A. C.; MILLER, D. L. A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference. *Journal of Human Resources*, v. 50, n. 2, p. 317–372, 2015. DOI: [https://cameron.econ.ucdavis.edu/research/Cameron\\_Miller\\_JHR\\_2015\\_February.pdf](https://cameron.econ.ucdavis.edu/research/Cameron_Miller_JHR_2015_February.pdf)

CAMPANTE, F. *et al.* *Advanced Macroeconomics: an easy guide*. London: LSE Press, 2021. DOI: [https://researchonline.lse.ac.uk/id/eprint/112475/3/Velasco\\_advanced\\_macroecomics\\_an\\_easy\\_guide\\_published.pdf](https://researchonline.lse.ac.uk/id/eprint/112475/3/Velasco_advanced_macroecomics_an_easy_guide_published.pdf)

CASAS, J.; GIL, J. Evidencia empírica de la teoría del consumo para Colombia (2000–2010). *Apuntes del CENES*, v. 30, n. 52, p. 59–86, 2011.

COTTRELL, A.; LUCCHETTI, R. *Gretl User's Guide*. 2024. Disponível em: <http://gretl.sourceforge.net/>. Acesso em: 25 maio 2026.

DEATON, A. Saving and liquidity constraints. *Econometrica*, v. 59, n. 5, p. 1221–1248, 1991. DOI: [https://www.princeton.edu/~deaton/downloads/Saving\\_and\\_Liquidity\\_Constraints.pdf](https://www.princeton.edu/~deaton/downloads/Saving_and_Liquidity_Constraints.pdf)

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251–276, 1987. DOI: <https://doi.org/10.2307/1913236>

FARMER, R. *Macroeconomics*. Cincinnati: South-Western College Publishing, 1999.

FRIEDMAN, M. *A theory of the consumption function*. Princeton: Princeton University Press, 1957.

GOURINCHAS, P.; PARKER, J. A. Consumption over the life cycle. *Econometrica*, v. 70, n. 1, p. 47–89, 2002. DOI: <https://mitsloan.mit.edu/shared/ods/documents?DocumentID=4179>

HALL, R. E. Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence. *Journal of Political Economy*, v. 86, n. 6, p. 971–987, 1978. DOI: <https://www.jstor.org/stable/1840393>

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, v. 50, n. 4, p. 1029–1054, 1982.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, v. 46, n. 6, p. 1251–1271, 1978. DOI: <https://doi.org/10.2307/1913827>

HERTWICH, E. G. *et al.* Consumption-based greenhouse gas emissions of the world's cities. *Nature Climate Change*, v. 9, p. 399–405, 2019.

JAPPELLI, T.; PISTAFERRI, L. The consumption response to income changes. *Annual Review of Economics*, v. 2, p. 479–506, 2010. DOI: [https://web.stanford.edu/~pista/ann\\_rev.pdf](https://web.stanford.edu/~pista/ann_rev.pdf)

LAINO, L. Paraguay: soberanía energética y desarrollo. *Población y Desarrollo*, v. 21, n. 40, p. 60–73, 2015. Disponível em: [http://scielo.iics.una.py/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S2076-05312015000100004](http://scielo.iics.una.py/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2076-05312015000100004). Acesso em: 25 maio 2026.

LAINO, L. América Latina y el Caribe: explorando el consumo desde la hipótesis de la renta permanente. *Revista Economía del Caribe*, n. 35, 2025. Disponível em: <https://rcientificas.uninorte.edu.co/index.php/economia/issue/archive>. Acesso em: 25 maio 2026.

LIQUITAYA, J. El consumo y el efecto trinquete en América Latina. *Revista Nicolaita de Estudios Económicos*, v. 2, p. 7–25, 2012.

LIQUITAYA, J. La teoría del ingreso permanente: análisis empírico de 19 países latinoamericanos. *Denarius*, n. 27, p. 43–?, 2013. Disponível em: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=695676756002>. Acesso em: 25 maio 2026.

LÓPEZ, L. Estimación de una función de consumo para la economía cubana en el periodo 1975–2012. *Revista Economía del Caribe*, n. 16, 2015. Disponível em: <http://rcientificas.uninorte.edu.co/index.php/economia/article/view/8061>. Acesso em: 25 maio 2026.

MODIGLIANI, F.; BRUMBERG, R. Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data. In: *Post Keynesian Economics*. New Brunswick: Rutgers University Press, 1954. p. 388–436.

OREIRO, F. D. R. Os microfundamentos do consumo: de Keynes até a versão moderna da teoria da renda permanente. *Revista de Economia*, v. 29, 2003. Disponível em: <https://revistadeeconomia.org.br/artigos/29/51/os-microfundamentos-do-consumo-de-keynes-ate-a-versao-moderna-da-teoria-da-renda-permanente>. Acesso em: 25 maio 2026.

RAMÍREZ, M. *et al.* Evolución del consumo de la economía mexicana en el periodo 1980–2019. *Hitos de Ciencias Económico Administrativas*, v. 28, n. 81, p. 221–238, 2022.

ROODMAN, D. A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 71, n. 1, p. 135–158, 2009. DOI: <https://www.liuyanekon.com/wp-content/uploads/Roodman-2009.pdf>

RUPERTI, J. *et al.* Estimación de corto y largo plazo de la función consumo keynesiana para Ecuador: período 1950–2014. *Revista de Ciencias Sociales*, v. 25, n. 3, p. 152–171, 2019. DOI: <https://www.redalyc.org/journal/280/28060161011/html/>

RUSCHKA, A. *et al.* Dynamic panel estimation of the Deaton paradox. *Central European Business Review*, v. 14, n. 1, 2025. DOI: <https://cebr.vse.cz/pdfs/cbr/2025/01/04.pdf>

SALDARRIAGA B., E. M. Angus Deaton y las decisiones individuales de consumo, el bienestar y la pobreza. *Acta Herediana*, n. 57, p. 57–63, 2016. DOI: [10.20453/ah.v57i0.2804](https://doi.org/10.20453/ah.v57i0.2804)

SOLANO, J.; BANDERAS, V. La hipótesis del ingreso permanente y la función de consumo de Ecuador: evidencia para el periodo 2000–2018. *INNOVA Research Journal*, v. 4, n. 3.2, p. 1–14, 2019. DOI: [10.33890/innova.v4.n3.2.2019.1138](https://doi.org/10.33890/innova.v4.n3.2.2019.1138)

TORRES, F. Consumo, emigración y remesas: ¿una relación de causalidad? El caso colombiano en el periodo 2005–2022. *Revista Economía del Caribe*, n. 35, 2025. Disponible em: <https://rcientificas.uninorte.edu.co/index.php/economia/issue/archive>. Acesso em: 25 maio 2026.

**Anexo****Variables:**

Variable dependiente:

- Consumo Privado (C), fuente: Consumo Final de los Hogares (PPP 2021), código: NE.CON.PRVT.PP.KD

Variables independientes:

- Ingreso Corriente (Y), fuente: PIB (PPP 2021), código: NY.GDP.MKTP.PP.KD
- Riqueza/Ahorro (AHBY), fuente: Ahorro Bruto/PIB (%), código: NY.GNS.ICTR.ZS
- Costo de Endeudamiento (TIR), fuente: Tasa de Interés Real (%), código: FR.INR.RINR
- Profundidad Crediticia (CRED), fuente: Crédito Privado/PIB (%), código: FS.AST.PRVT.GD.ZS
- Incertidumbre/Precios (INFL), fuente: Tasa de Inflación (%), código: FP.CPI.TOTL.ZG

Fuente: Banco Mundial (2025). Indicadores del desarrollo mundial.

**Modelo de largo plazo:****Panel dinámico en dos etapas, utilizando 176 observaciones**

Se han incluido 11 unidades de sección cruzada

Incluyendo las ecuaciones en niveles

H-matrix como en Ox/DPD

Variable dependiente:  $l_C$

Desviaciones típicas asintóticas

	<b>Coefficiente</b>	<b>Desv. Típ.</b>	<b>z</b>	<b>Valor p</b>
l_C(-1)	0,780058	0,128788	6,057	1,39e-09 ***
Const	-0,0651422	0,340268	-0,1914	0,8482
l_Y_2	0,221172	0,133663	1,655	0,0980 *
AHBY_1	8,94843e-05	0,00129336	0,06919	0,9448
TIR_1	-0,000565486	0,00060204	-0,9393	0,3476
CRED_2	-0,000547970	0,00036910	-1,484	0,1377
INFL_1	0,000423134	0,00077290	0,5474	0,5841

Suma de cuad. Residuos: 0,318541      D.T. de la regresión    0,043415

Número de instrumentos = 23

Contraste de errores AR(1):  $z = -1,83578$  [0,0664]

Contraste de errores AR(2):  $z = -1,01682$  [0,3092]

Contraste de sobreidentificación de Sargan: Chi-cuadrado(16) = 9,81554  
[0,8761]

Contraste (conjunto) de Wald: Chi-cuadrado(6) = 87171,8 [0,0000]

Nota: Al realizarse la estimación SYS-GMM en dos pasos con matriz de pesos óptima mediante el programa GRET, el estadístico reportado como “Sargan” equivale técnicamente al contraste J de Hansen.

### **Modelo de corto plazo:**

#### **Efectos fijos, utilizando 187 observaciones**

Se han incluido 11 unidades de sección cruzada

Largura de la serie temporal = 17

Variable dependiente: d\_l\_C

Standard errors clustered by unit

	<b>Coefficiente</b>	<b>Desv. Típ.</b>	<b>Estad. t</b>	<b>Valor p</b>
Const	0,00661149	0,00961887	0,6873	0,5075
d_1_Y	0,897207	0,0762097	11,77	3,50e-07 ***
d_AHBYt-1	-0,000271492	0,00049025	-0,5538	0,5919
d_TIRt-1	-0,000641141	0,00022444	-2,857	0,0171 **
CRED	-1,31344e-05	0,00018358	-0,07154	0,9444
INFL	-4,60327e-05	0,00015707	-0,2931	0,7755
Media de la V. Dep.	0,033007	D.T. de la V. Dep.	0,035206	
Suma de cuad. Residuos	0,040158	D.T. de la regresión	0,015325	
R-cuad. MCVF (LSDV)	0,825814	R-cuad. 'intra'	0,813215	
Log-verosimilitud	524,3641	Criterio de Akaike	-1016,728	
Criterio de Schwarz	-965,0304	Crit. Hannan-Quinn	-995,7802	
Rho	-0,065458	Durbin-Watson	2,029767	

Contraste de normalidad de los residuos

Hipótesis nula: [El error tiene distribución Normal]

Estadístico de contraste: Chi-cuadrado(2) = 7,83445

con valor p = 0,0198962

Contraste de Hausman

Hipótesis nula: [Los estimadores de MCG son consistentes]

Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(5) = 65,8353

con valor p = 7,51944e-13

### Pruebas de raíz unitaria:

Contraste combinado ADF de Levin-Lin-Chu para I\_C

con constante y tendencia incluyendo 2 retardos de (1-L)l\_C

Truncamiento de Bartlett en 7 retardos

N,T = (11,18), utilizando 165 observaciones

Coefficiente	Estadístico t	Estadístico z
-0,54775	-6,895	-1,27122 [0,1018]

Contraste combinado ADF de Levin-Lin-Chu para l\_Y

con constante y tendencia incluyendo 2 retardos de (1-L)l\_Y

Truncamiento de Bartlett en 7 retardos

N,T = (11,18), utilizando 165 observaciones

Coefficiente	Estadístico t	Estadístico z
-0,47235	-5,494	0,103688 [0,5413]

Contraste combinado ADF de Levin-Lin-Chu para AHBY

contraste con constante incluyendo 2 retardos de (1-L)AHBY

Truncamiento de Bartlett en 7 retardos

N,T = (11,18), utilizando 165 observaciones

Coefficiente	Estadístico t	Estadístico z
-0,16319	-2,777	1,28733 [0,9010]

Contraste combinado ADF de Levin-Lin-Chu para TIR

contraste con constante incluyendo 2 retardos de (1-L)TIR

Truncamiento de Bartlett en 7 retardos

N,T = (11,18), utilizando 165 observaciones

Coefficiente	Estadístico t	Estadístico z
-0,41613	-4,209	1,82658 [0,9661]

Contraste combinado ADF de Levin-Lin-Chu para CRED

contraste con constante incluyendo 2 retardos de (1-L)CRED

Truncamiento de Bartlett en 7 retardos

N,T = (11,18), utilizando 165 observaciones

Coefficiente    Estadístico t    Estadístico z

-0,12308    -4,916    -2,6841 [0,0036]

Contraste combinado ADF de Levin-Lin-Chu para INFL

contraste con constante incluyendo 2 retardos de (1-L)INFL

Truncamiento de Bartlett en 7 retardos

N,T = (11,18), utilizando 165 observaciones

Coefficiente    Estadístico t    Estadístico z

-0,68818    -8,516    -3,57893 [0,0002]