

Revista de Ciencias Sociales

Estimación de corto y largo plazo de la función consumo keynesiana para Ecuador: Período 1950-2014*

Ruperti Cañarte, Jenni Sonia**
Zambrano Ruperti, Cesar Alberto***
Molero Oliva, Leobaldo Enrique****

Resumen

Las teorías macroeconómicas sobre el consumo privado parten de la propuesta de Keynes, según la cual el gasto de consumo depende del ingreso disponible corriente. El objetivo de este artículo es analizar la relación entre el gasto de consumo privado y el ingreso disponible, en términos per cápita, para Ecuador en el período 1950-2014. La investigación es de tipo descriptiva correlacional, y los datos usados provienen de fuentes secundarias. Se ajustaron modelos lineales de la función consumo keynesiana para la respuesta a corto y largo plazo del gasto de consumo privado per cápita ante cambios en el ingreso personal per cápita. Los resultados muestran un efecto significativo del ingreso personal per cápita sobre el consumo privado per cápita, en concreto un 1% de crecimiento del ingreso se encuentra asociado con una variación esperada en el consumo de entre 0,46% y 0,52%, mientras que en un modelo de corrección del error los desequilibrios de largo plazo entre las variables se corrigen a una velocidad significativa desde el punto de vista estadístico, pero no tan rápida en cuanto a su magnitud. La conclusión principal es que según la evidencia existe una relación a corto y largo plazo robusta entre consumo e ingreso disponible según el marco keynesiano, que influiría en cualquier medida de política fiscal empleada para estabilizar el ciclo.

Palabras clave: Gasto de consumo privado; ingreso disponible; función consumo; Keynes; modelo de corrección del error.

* Los hallazgos, interpretaciones y conclusiones pertenecen a los autores y no representan los puntos de vistas de las instituciones en las cuales participan como profesores y estudiantes. Finalmente, como es usual los errores restantes y omisiones son de responsabilidad exclusiva de los autores.

** Doctora(c) en Ciencias Económicas. MBA. en Gestión en Recursos Humano. Magister en Gerencia Turística y Hotelera. Ingeniera Comercial. Contadora Pública. Profesora Principal a Tiempo Completo en la Escuela de Comercio Exterior, Facultad de Economía de la Universidad Laica Eloy Alfaro de Manabí (ULEAM), Ecuador. E-mail: jenni.ruperti@uleam.edu.ec ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2759-2718>

*** Ingeniero Comercial. Investigador. E-mail: zamperiti@gmail.com

**** Doctor(c) en Ciencias Económicas (Universidad del Zulia (LUZ), Venezuela). Magister Scientiarum en Economía, mención Macroeconomía y Política Económica (LUZ). Economista (LUZ). Profesor Asistente a Tiempo Completo, Facultad de Ciencias Económicas y Sociales de LUZ (Maracaibo, Venezuela). E-mail: lmolerooliva@gmail.com ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4024-7441>

Short and long term estimate of the Keynesian consumption function for Ecuador: Period 1950-2014

Abstract

Macroeconomic theories about private consumption are based on Keynes' proposal, according to which consumer spending depends on current disposable income. The objective of this article is to analyze the relationship between private consumption expenditure and disposable income, in per capita terms, for Ecuador in the period 1950-2014. The investigation is of descriptive correlational type, and the data used come from secondary sources. Linear models of the Keynesian consumption function were adjusted for the short and long term response of private consumption expenditure per capita to changes in per capita personal income. The results show a significant effect of per capita personal income on private consumption per capita, in particular 1% of income growth is associated with an expected variation in consumption of between 0,46% and 0,52%, while that in an error correction model the long-term imbalances between the variables are corrected at a statistically significant speed, but not as fast in terms of their magnitude. The main conclusion is that according to the evidence there is a robust short and long term relationship between consumption and disposable income according to the Keynesian framework, which would influence any fiscal policy measure used to stabilize the cycle.

Keywords: Private consumption expenditure; disposable income; consumption function; Keynes; error correction model.

Introducción

De acuerdo con los datos disponibles, el consumo privado representó, en promedio, un 62% del PIB real de Ecuador entre 1950-2014 (Feenstra, Inklaar y Timmer, 2015). Esto no es una particularidad de la economía ecuatoriana, sino más bien una condición que comparte con el mundo, pues el consumo en bienes y servicios finales es el principal componente de la demanda agregada en la mayor parte de las economías, aproximadamente alrededor de dos tercios del producto (De Gregorio, 2007; Fernández, 2009; Ocando, 2016).

Siendo esta variable tan relevante para el desempeño macroeconómico de los países y, en consecuencia, para los diseñadores de las políticas económicas (Fernández, 2009), entonces es importante comprender ¿De qué depende el consumo de los hogares? Al igual que en el resto de campos de la Economía, en la teoría del consumo existen varios enfoques explicativos.

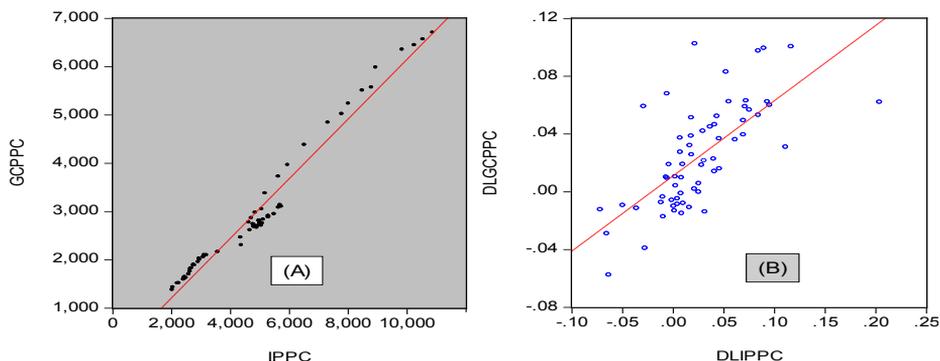
La teoría de Keynes supone que

el consumo depende del nivel de ingreso corriente (presente) del individuo (Keynes, 1976). Esta hipótesis conocida como hipótesis del ingreso absoluto expone que cuando aumenta el ingreso corriente, los consumidores responden gastando más en la adquisición de bienes y servicios. Por lo tanto, el gasto en consumo agregado depende del ingreso corriente agregado. A pesar de la simpleza de esta función de consumo, las estimaciones obtenidas parecen ser adecuadas y buenas, por lo que, en promedio, son capaces de seguir adecuadamente el comportamiento del consumo (De Gregorio, 2007), y se ha hallado con ella un efecto estadísticamente fuerte del ingreso corriente disponible sobre el gasto de consumo privado (Casas y Gil, 2011; Pozo, 2013; Márquez y Contreras, 2013; Betancourt, 2013).

Lo antes expuesto guarda concordancia con el Ecuador, pues los datos sobre el consumo privado y el ingreso disponible, en términos per cápita, dan cuenta de una asociación positiva. En efecto, según revela el Gráfico I

(panel A), existe una fuerte asociación positiva entre ambas variables, y también entre sus tasas de crecimiento interanual (panel B), lo

que en conjunto sugiere que el consumo y el ingreso se mueven en igual sentido.



Nota: La notación en los gráficos es: GPCPPC es el gasto de consumo privado per cápita, IPPC es el ingreso personal per cápita (en dólares de 2011). DLGPCPPC es la diferencia del logaritmo de GPCPPC y DLIPPC es la diferencia del logaritmo de IPPC, como aproximaciones a sus tasas de crecimiento.

Fuente: PWT 9.0 (PWT, 2017) y cálculos propios a partir de Eviews 7.

Gráfico I. Relación entre el consumo privado y el ingreso personal per cápita en Ecuador. Período 1950-2014

Dada la discusión teórica y empírica, lo que este artículo propone es analizar la relación entre el consumo privado y la renta o ingreso disponible, ambas en términos per cápita, en el caso del Ecuador, durante el período 1950-2014, a partir de la información estadística disponible. En otros términos, la hipótesis principal de este trabajo es indagar el efecto del ingreso personal sobre el consumo privado, esto es analizar si los cambios en el ingreso personal ayudan a predecir el comportamiento del consumo privado en la economía ecuatoriana durante el período señalado, y estimar la proporción en que una variación del ingreso afecta al consumo, según la función consumo keynesiana.

La metodología econométrica a la que se recurre incluye dos tipos de perspectiva de análisis, por un lado, un modelo uniecuacional

donde se analiza la dinámica a corto plazo entre las variables y, en segundo lugar, una especificación de cointegración y de mecanismo de corrección del error a largo plazo. Las estimaciones muestran un efecto entre 0,46 y 0,52 del ingreso personal per cápita hacia el gasto de consumo privado per cápita.

El presente trabajo se organiza del siguiente modo. Luego de esta introducción, la primera parte expone el marco teórico de referencia, de naturaleza keynesiana donde se muestra la relación entre consumo e ingreso disponible. En la segunda parte se describen los aspectos metodológicos, el análisis estadístico previo de las series a emplear en la estimación y unas observaciones acerca de la estrategia econométrica. En la tercera parte del trabajo se describen las especificaciones de los modelos

junto a sus estimaciones y resultados hallados, los cuales derivaron en unas conclusiones.

1. Bases teóricas y revisión de la literatura

El consumo es una de las variables macroeconómicas más relevantes para estudiar el desempeño de un sistema económico. Por consumo se entiende el gasto de consumo final, que es el total de dinero dedicado por los hogares o por un individuo a la adquisición de bienes y servicios de uso final para la satisfacción de necesidades y deseos (De Gregorio, 2007; Ocando, 2016). El consumo de los hogares incluye: La compra de bienes o servicios de consumo final, el valor estimado de las transacciones de trueque, los bienes y servicios recibidos en especie, y los producidos y consumidos dentro del mismo hogar (Ocando, 2016).

Se ha señalado que por lo común “se piensa que la investigación macroeconómica sobre la función del consumo agregado comenzó con la publicación del principio de Keynes” (Fernández, 2009, p.2), de hecho, para algunos autores fue Keynes “el primero en realizar un intento formal para desarrollar un modelo de consumo presente basado en el ingreso familiar, y ese solo hecho es un aporte extraordinario” (Larraín y Sachs, 2002, p.412).

La principal preocupación de Keynes era brindar una respuesta a la situación de estancamiento y desempleo que presentaron los países durante la Gran Depresión de los años treinta. Para Keynes (1976), una economía podía permanecer en una situación de equilibrio con subocupación de los factores productivos, especialmente el trabajo, y las fuerzas del mercado por sí mismas no garantizan que la economía converja hacia una situación de equilibrio con pleno empleo.

En otras palabras, existe un margen por el lado de la demanda agregada en el que las autoridades, con el manejo de políticas económicas, pueden estimular a la economía, con un mayor gasto agregado, y con ello alcanzar la situación de pleno empleo, donde

el producto efectivo es aproximadamente igual o cercano al producto potencial, es decir, la autoridad tiene la capacidad de influir en las fluctuaciones de la producción, estabilizando el ciclo económico. En la insuficiencia de la demanda radica el motivo o la causa del desempleo y del estancamiento económico a corto plazo (Prebisch, 1980).

De este modo, para Keynes (1976) la cuestión fundamental consistía en indagar en las causas determinantes del gasto agregado, para conocer por qué a veces éste es insuficiente para mantener a la economía en pleno empleo. Keynes identificó los componentes más significativos de la demanda agregada: El consumo y la inversión (Casas y Gil, 2011). De este modo, la explicación de la demanda (global) requiere un análisis de la función consumo (gastos del individuo o del hogar) y de la función de inversión (Hansen, 1983).

El consumo, para Keynes (1976), termina entonces siendo una variable clave en la determinación del gasto y del producto (ingreso) de la economía. Cuando hay insuficiencia de la demanda se debe probablemente a un menor nivel de gasto de consumo o un menor nivel de gasto de inversión, o una combinación de ambos.

El modelo de la síntesis neoclásica, conocido como modelo ISLM, que plasmó las ideas de Keynes junto a la teoría clásica en un modelo de determinación del gasto y del ingreso a corto plazo, resume la interpretación de Keynes sobre el gasto de consumo como una función del ingreso disponible, es decir $C = f(Y)$, y una forma matemática de la función $f(\cdot)$, según este marco teórico (Mankiw, 1997), es:

$$C_t = \bar{C}_t + cY_t, \quad \bar{C}_t > 0, 0 < c < 1 \quad (1)$$

La cual, según Keynes (1976), es una función estable y no necesariamente lineal. Como muy bien se ha señalado, permaneciendo otros factores inalterados, la función muestra qué cambios presentará o pueden esperarse en el consumo como consecuencias de cambios

dados en el monto total de ingreso (Hansen, 1983). En la función de consumo recogida por el modelo matemático (1) C_t y Y_t denotan los valores reales del gasto de consumo privado o personal (de los hogares) total y el ingreso disponible total, respectivamente, en el período t .

Se puede expresar también la función en términos per cápita simplemente dividiendo las variables agregadas entre el tamaño de la población en un país determinado. El ingreso disponible es el ingreso que disponen los individuos o el hogar una vez pagado los impuestos netos (impuestos menos transferencias recibidas), en las economías modernas la fuente principal de ingreso de los hogares e individuos lo constituye el pago que reciben en forma de salario por el alquiler del factor trabajo a las empresas.

El término \bar{C}_t es el componente autónomo del consumo, o gastos autónomos del consumidor o del hogar, e indica la cantidad de dinero que gastan los consumidores cuando el ingreso disponible es cero (Ocando, 2016), y recoge las necesidades básicas que cubre el individuo o el hogar en ausencia de ingresos, o consumo de subsistencia en el que incurren las personas de algún modo independientemente del ingreso (De Gregorio, 2007). En términos matemáticos, \bar{C} constituye el intercepto de la línea de la función de consumo, y la teoría supone que su magnitud es pequeña pero positiva (Fernández, 2009).

Una posibilidad que un individuo ejecute un gasto de consumo en ausencia de ingreso es que éste reciba una transferencia de otro agente, como por ejemplo, cuando los padres les dan dinero a sus hijos para los alimentos o la escuela cuando estos no tienen ingresos (Ocando, 2016), o porque el individuo gasta ahorros previos o liquida algún tipo de riqueza acumulada en períodos previos.

Por su parte, el parámetro c representa la propensión marginal al consumo (pmc), cuyo valor es una constante, de acuerdo con el propio Keynes (1976), ubicada entre cero y uno. La propensión marginal al consumo no es más que la pendiente de la función de consumo $c = \frac{\partial C}{\partial Y} > 0$ $c \in [0,1]$, en términos económicos es

la variación en el gasto de consumo ante una variación unitaria en el nivel de ingreso disponible. Por ejemplo, el parámetro recoge o representa cuánto aumenta el consumo si el ingreso se eleva marginalmente en una unidad (De Gregorio, 2007).

En el marco keynesiano, el nivel efectivo de producto está determinado por el volumen de inversión y de consumo, y este último depende de la ocupación, el ingreso y la propensión marginal al consumo. Esta última, capta el resultado de una ley psicológica fundamental. De acuerdo con ésta, cuando aumentan sus ingresos, las personas están dispuestas a aumentar sus gastos en consumo, pero no tanto como tal aumento del ingreso (Prebisch, 1980).

La parte del ingreso adicional que no gasta el individuo es el ahorro. Si el consumo aumenta en menor intensidad respecto a un incremento dado en el ingreso, entonces una de las implicaciones de la teoría keynesiana del consumo es que el consumo medio, la razón consumo a ingreso, cae a medida que el ingreso aumenta.

La propensión a consumir depende de diversos factores, objetivos y subjetivos según Keynes (1976). Entre los factores objetivos el más importante es probablemente la variación del salario nominal o, en el sentido de Keynes, la variación del salario por unidad de trabajo. La política fiscal también constituye otro de los factores objetivos relevantes, pues ésta puede modificar el ingreso disponible y la distribución social del ingreso, por ejemplo, con una reforma tributaria. Como la propensión marginal al consumo es más alta entre los estratos de ingresos bajos, una reforma fiscal que redistribuya el ingreso a favor de los individuos de menores ingresos puede aumentar el consumo a corto plazo.

La forma en la que el gobierno maneja su déficit fiscal también es relevante e influyente sobre la magnitud de la propensión marginal al consumo, las decisiones de financiar déficit con cargo a aumentos de impuestos y rebajas de gasto público, contra la opción de monetización, pueden generar una contracción del consumo y, por lo tanto, de la demanda.

Por su parte, Keynes (1976) consideró que, entre los factores objetivos, la tasa de interés juega un papel secundario en la determinación del consumo, siendo más influyente en la determinación del volumen de inversión.

Por otro lado, entre los factores subjetivos, que son el resultado de características psicológicas e institucionales, se tienen aquellos que conciernen al individuo, como la previsión, el orgullo y la avaricia; y aquellos ligados a los gobiernos y a las empresas, como el deseo de conseguir recursos para realizar inversiones y gastos sin incurrir en deudas o acudir al mercado financiero (Prebisch, 1980), lo que implicaría que la empresa decide no distribuir utilidades para financiar ampliación o reposición de capital.

La fuerza de estos factores subjetivos se halla relacionada con las instituciones de la sociedad, con los hábitos que determinan la conducta de los individuos (raza, educación, religión), los convencionalismos y la moral dominante, las esperanzas respecto al futuro y las experiencias pasadas, entre otros, que en todo caso son variaciones lentas, consiguientemente, es poco probable que estos experimenten cambios importantes en periodos cortos de tiempo, salvo, según Keynes (1976), en circunstancias anormales o revolucionarias.

Finalmente, dice Keynes, debido a que la base principal de los alicientes subjetivos y sociales cambia lentamente, y la influencia a corto plazo de las modificaciones en la tasa de interés y otros factores objetivos son con frecuencia de importancia secundaria, entonces la conclusión es que los cambios a corto plazo en el consumo dependen en mayor medida de las modificaciones en el ingreso (Keynes, 1976; Prebisch, 1980).

Las implicaciones de política económica derivadas de la teoría del consumo keynesiana son obvias. Un incremento en el ingreso disponible da lugar a un aumento en el gasto de consumo (Fernández, 2009), por lo que las medidas de políticas que impulsan el ingreso disponible corriente, como una rebaja de impuestos o en general una política de déficit fiscales, generan un impacto positivo en el ingreso y, por tanto, en el gasto de consumo,

influyendo en la demanda agregada a corto plazo. La mayor parte de la literatura empírica en este campo se ha dedicado a estimar la propensión marginal al consumo, para conocer la magnitud del efecto de las variaciones del ingreso disponible sobre éste.

De esta manera, se han hallado resultados que sugieren un buen comportamiento de la teoría del consumo keynesiana a los datos disponibles en ciertos horizontes temporales. Para De Gregorio (2007), la principal falla de la función de consumo de Keynes, es que puede contener errores de predicción a corto plazo. Otras investigaciones teóricas y empíricas plantean que el ingreso corriente o presente del individuo no es el determinante de sus niveles de gasto de consumo, sino que existen otros determinantes más importantes (Kuznets, 1946⁽¹⁾; Friedman, 1957⁽²⁾; Ando y Modigliani, 1963⁽³⁾; Hall, 1978⁽⁴⁾).

Evidencia favorable a la hipótesis del ingreso permanente de Friedman (Friedman, 1957) se encuentra en Núñez (2010), donde entre “la revisión del consumo y la revisión de la renta permanente, motivadas ambas por una innovación en la renta, existe una relación positiva” (p.108). No obstante, en ciertas condiciones existe evidencia que sugiere que para muchos hogares sí se cumple el fuerte vínculo que señalaba Keynes entre consumo e ingreso corriente⁽⁵⁾.

2. Metodología: Datos y estrategia econométrica

Esta investigación emplea datos de series de tiempo que recogen el desempeño de las variables objeto de estudio para el período 1950-2014. Para ello, se utilizan fuentes de datos secundarias, en concreto, la base de datos *Penn World Tables 9.0* (PWT 9.0) que cubre, en el caso de Ecuador, el período 1950-2014 para las variables consumo e ingreso, un total de 65 observaciones de periodicidad anual. En ese sentido, la variable consumo está representada por el gasto de consumo privado (de los hogares) per cápita, mientras que el ingreso disponible viene representado por el

ingreso personal per cápita. Los indicadores de las variables se construyeron del siguiente modo.

En el caso del gasto de consumo privado per cápita, el estudio utilizó los datos disponibles en PWT 9.0 de: 1) Producto Interno Bruto (por el lado de la producción) ajustado por la PPA (Paridad del Poder Adquisitivo) (in mil. 2011 US\$) (*cgdpo*), 2) Participación (%) del consumo de los hogares ajustado por la PPA (*cash_c*), 3) Población Total de Ecuador (*pop*), todas las series para el período 1950-2014. La serie del gasto de consumo privado per cápita (*gcppc*) fue construida multiplicando la participación porcentual del consumo por el PIB en cada año para obtener un aproximado del gasto de consumo privado total (*gcpto*), y luego dividiendo esta última serie entre la población total en cada año para obtener una medida per cápita.

El ingreso personal per cápita (*ippc*) se construyó a partir de las siguientes series: 1) Producto Interno Bruto (por el lado del gasto) ajustado por la PPA (in mil. 2011 US\$) (*cgdpe*), 2) Población Total de Ecuador (*pop*), todas las series para el período 1950-2014 y la fuente también es PWT 9.0. Luego, dividiendo

para cada año la observación del PIB sobre la población total, se obtiene una medida del producto per cápita (*ippc*) que, a los fines propuestos, se empleó como una variable *proxy* del ingreso personal per cápita, y ésta sería la medida del ingreso disponible.

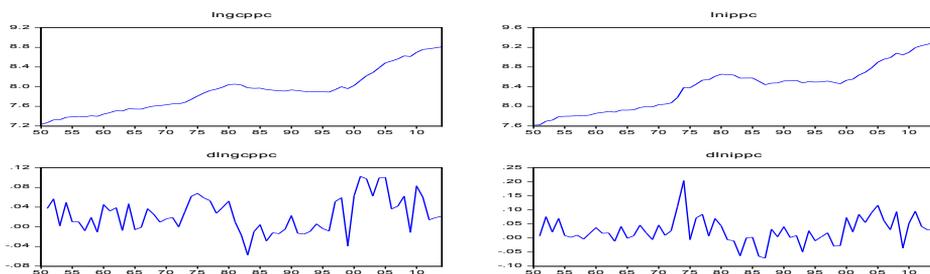
Por supuesto que existen diferencias, derivadas de la contabilidad nacional, entre el producto y el ingreso disponible, pero se puede esperar que a largo plazo ambas mediciones sean aproximadamente iguales, por tanto, en este trabajo se asume que el producto per cápita es una buena medida del ingreso per cápita, de hecho, los estudios sobre crecimiento económico a largo plazo adoptan esta aproximación para obtener una medida de los niveles de ingreso de las economías.

Para la estimación de los diferentes modelos planteados se utilizó el *software* Eviews 7, y las regresiones se realizaron por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). El Cuadro 1, presenta un resumen de las principales estadísticas descriptivas de las variables de interés. Al mismo tiempo, el Gráfico II muestra el comportamiento de las series de tiempo durante todo el período.

Cuadro 1
Resumen de las estadísticas descriptivas. Período 1950-2014

	<i>gcppc</i>	<i>ippc</i>	<i>lngcppc</i>	<i>dlnngcppc</i>	<i>lnippc</i>	<i>dlnippc</i>
Media	2980.168	4862.515	7.908606	0.024714	8.392115	0.026241
Máximo	6709.069	10871.06	8.811215	0.102518	9.293860	0.203890
Mínimo	1431.926	2041.836	7.266776	-0.057612	7.621604	-0.071841
Desviación Estándar	1400.461	2225.627	0.415359	0.035453	0.443187	0.046874
Observaciones	64	64	64	64	64	64

Fuente: PWT 9.0 (PWT, 2017) y cálculos propios a partir de Eviews 7.



Fuente: PWT 9.0 (PWT, 2017). Cálculos y elaboración propia a partir de Eviews 7.
Gráfico II. Comportamiento de las series en el período 1950-2014

Cuadro 2
Pruebas de raíces unitarias. Período 1950-2014

Variable	Niveles						Primeras diferencias					
	ADF ^{a/}			pp ^{b/}			ADF ^{a/}			pp ^{b/}		
	P-valor ^{c/}						P-valor ^{c/}					
	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST
gppc	0,9381	0,5669	0,9202	0,9999	0,9975	0,9999	0,3779	0,5028	0,1703	0,0005	0,0003	0,0007
Ingeppc	0,9877	0,3152	0,9981	0,9850	0,9124	0,9997	0,0002	0,0010	0,0768*	0,0001	0,0006	0,0003
ippc	1,0000	0,7492	1,0000	0,9996	0,9910	0,9998	0,2460	0,0000	0,1094	0,0000	0,0000	0,0000
Inippc	0,9492	0,3267	0,9990	0,9449	0,7714	0,9993	0,0000	0,0000	0,0369	0,0000	0,0000	0,0000
resid_coint	0,0013	0,0079	0,0001	0,0013	0,0080	0,0001						
resid_mce	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000						

CCST: Con constante, sin tendencia.

CCCT: Con constante, con tendencia.

SCST: Sin constante, sin tendencia.

a: Dickey-Fuller Aumentado, la selección de longitud de los rezagos se realizó atendiendo al criterio de información Schwarz.

b: Phillips Perron, con el método de estimación espectral Bartlett kernel y con ancho de bandas Newey-West.

c: P-valores de una cola según MacKinnon (1996).

El término ln que antecede a una variable se refiere al logaritmo natural.

* Estacionaria al 10% de significancia

Fuente: Cálculos y elaboración propia (2018) a partir de Eviews 7.

2.1. Contraste de estacionariedad

Por su parte, el Cuadro 2 presenta los resultados del análisis de raíces unitarias en cada una de las variables (series) empleadas en los modelos de este trabajo, alcanzados con las pruebas *Dickey-Fuller* Aumentado (ADF) y *Phillips-Perron* (PP), dada la naturaleza de la metodología econométrica en este trabajo. Los resultados contenidos en el cuadro permiten visualizar el grado de integración de las variables y, en efecto, se refleja que el gasto de consumo privado per cápita y el ingreso

personal per cápita (en logaritmo) son no estacionarias, más sus primeras diferencias si lo son, es decir $(\ln(gcppc_t), \ln(ippc_t)) \sim I(1)$ contienen una raíz unitaria.

2.2. Estimación de un conjunto de modelos uniecuacionales para la función consumo keynesiana

La metodología econométrica elegida y aplicada en este trabajo se describe a continuación. En primer lugar, se presentan y

estiman algunas regresiones básicas, en niveles y en primeras diferencias de las variables, todas a corto plazo. La especificación básica presenta al consumo privado per cápita en función del ingreso personal per cápita y otras variables exógenas, todas de forma lineal, siguiendo el comportamiento de las variables de acuerdo con el Gráfico I, donde es claro que existe una forma lineal en la asociación entre consumo per cápita e ingreso per cápita.

En segundo lugar, dado el orden de integración de las variables, se recurrió al enfoque de cointegración de Engle-Granger junto a un Modelo de Corrección de Error (MCE) para analizar, en conjunto, la dinámica de corto y de largo plazo entre consumo e ingreso, considerando que ambas variables tienen raíces unitarias, en relación con las pruebas de raíces unitarias para contraste de estacionariedad.

3. Resultados: Especificación y regresión de los modelos

En esta sección se presentan los resultados obtenidos mediante un conjunto de modelos uniecuacionales que relacionan el consumo privado con el ingreso personal disponible, ambas en términos per cápita. Las regresiones se efectuaron por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), e incluyen al menos dos metodologías econométricas, tal como se mencionó anteriormente.

3.1. Regresión en niveles y en diferencias a corto plazo y estimación de la propensión marginal a consumir

La función consumo básica plantea que el consumo presente de los individuos o de los hogares (consumo privado) es una función del ingreso disponible en el período en cuestión. Acorde con Keynes (1976), en un período t los individuos gastarán en bienes y servicios (bienes de consumo, tanto durables

como no durables) una fracción de su renta disponible en el mismo período. El ingreso o renta disponible es el ingreso menos los impuestos netos que el individuo cancela al gobierno. En términos matemáticos $C_t = f\left(\frac{Y_t}{P_t}\right)$, donde C es el consumo del individuo y Y es su nivel de ingreso disponible, en el período t . Se espera que $\frac{\partial C}{\partial Y} > 0$, es decir, ante una variación del ingreso disponible, es de prever que el consumo cambie en igual dirección, una forma concreta de esta función viene dada por la ecuación keynesiana del consumo, y presentada en la sección de bases teóricas, y reescrita por comodidad:

$$C_t = \bar{C}_t + cY_t, \quad \bar{C}_t > 0, 0 < c < 1$$

Donde el parámetro c representa la propensión marginal al consumo (pmc), que mide el cambio en el consumo derivado de un cambio en el nivel de ingreso en una unidad. Refleja cuánto está dispuesto a gastar en bienes de consumo el individuo cuando su ingreso aumenta en un determinado período de tiempo. El propósito principal de trabajo es estimar este parámetro. En relación con la evidencia arrojada por las pruebas de raíces unitarias, las series del consumo privado per cápita y del ingreso personal per cápita en Ecuador son procesos no estacionarios.

3.1.1. Estimación en niveles

La estimación en niveles de una ecuación con variables no estacionarias puede arrojar resultados espurios (Granger y Newbold, 1976). Por lo general, si se estiman regresiones a partir de los niveles de las variables se obtienen valores de bondad de ajuste más alto, y si están acompañados de un estadístico *Durbin-Watson d* estimado bajo entonces se obtendría una regresión espuria. En efecto, se estimó el modelo econométrico (2), como primera representación de la función consumo, y los resultados de la estimación MCO (a 4 decimales) robusta a heteroscedasticidad por el método de White (errores estándar de White entre paréntesis y estadístico t entre corchete)

fueron:

$$gcppc_t = \beta_0 + \beta_1 * ippc_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

$$\beta_0, \beta_1 > 0, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2), cov(ippc_t, \varepsilon_t) = 0 \text{ para todo } t$$

$$\widehat{gcppc} = -19,4317 + 0,6174(ippc_t) \quad (58,0406) \quad (0,0124) \quad (2')$$

$$[-0,3348] \quad [49,9630]$$

$$n = 65, R^2 = 0,967, DW = 0,1586$$

El parámetro que relaciona el ingreso con el consumo privado es positivo y menor a la unidad, tal como se espera a priori, así como significativo individualmente. Su valor indica una propensión a consumir de 0,62 en promedio durante el período de estudio en el caso ecuatoriano, o lo que es lo mismo, cada incremento de un dólar en el nivel de ingreso personal per cápita, se encuentra asociado con un incremento en 0,62 dólares en el consumo. El término constante resultó no significativo y con signo contrario al esperado a priori. Así mismo, el estadístico DW es considerablemente menor al R^2 , lo que tradicionalmente es una buena aproximación que la regresión es espuria (Granger y

Newbold, 1976; Maddala, 1996), a pesar de la significatividad conjunta del modelo, por tal razón no se pueden derivar conclusiones en cuanto a inferencia estadística.

3.1.2. Estimación en primeras diferencias

Considerando lo expuesto en la sección anterior, se estimó el siguiente modelo uniecuacional a partir de las primeras diferencias de las variables (modelo 3), como se recomienda cuando $DW < R^2$ (Maddala, 1996; Blanchard, 2003):

$$dln(gcppc_t) = \beta_0 + \beta_1 * dln(ippc_t) + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

$$\beta_0, \beta_1 > 0, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2), cov(dln(ippc_t), \varepsilon_t) = 0 \text{ para todo } t$$

Donde se relaciona las primeras diferencias de las variables en logaritmo, que vienen a representar una aproximación a las tasas de crecimiento (interanual) del consumo y del ingreso personal. En la ecuación anterior, $dln(gcppc)$ es la tasa de crecimiento del consumo privado per cápita, mientras que

$dln(ippc)$ es la tasa de crecimiento del ingreso personal disponible per cápita. El parámetro β_1 recoge el efecto de un 1% de crecimiento adicional en el ingreso per cápita sobre el de consumo privado per cápita. Los resultados MCO robusta a heteroscedasticidad fueron (3'):

$$dln(\widehat{gcppc}) = 0,0110 + 0,5209dln(ippc_i)$$

$$(0,0038) \quad (0,09457)$$

$$[2,9030] \quad [5,5140] \quad (3')$$

$$n = 64, R^2 = 0,4744, DW = 1,600, SSR = 0,0416, Prob.F - statistic = 0,00$$

$$Prob.JB = 0,0236, Prob.LM = 0,289$$

Los resultados reflejan una buena significatividad individual y conjunta, desde el punto de vista estadístico. En efecto, los coeficientes estimados $\hat{\beta}_0$ y $\hat{\beta}_1$ son significativos de forma individual (al 1%), y tienen los signos esperados. Así mismo, el modelo en conjunto es significativo, tal como lo refleja la probabilidad asociada a la *F-statistic* (prueba de significancia conjunta). También se observa una muy moderada bondad de ajuste o coeficiente de determinación R^2 .

En cuanto al término constante estimado indica que, en ausencia de variaciones del ingreso personal, el gasto de consumo privado per cápita autónomo crecerá 1,1% aproximadamente año tras año. Por su parte, cuando el ingreso per cápita crece un 1% adicional, de acuerdo con la regresión, se espera que el consumo crezca 0,52% en un período respecto al anterior, en el caso ecuatoriano durante el período de estudio.

El estadístico *Durbin-Watson* $d = 1,600154$ no permite rechazar ni aceptar la hipótesis nula de no autocorrelación

positiva, pues d cumple la condición de indecisión $d_L < d < d_U$. Utilizando la prueba d modificada (Gujarati, 2004) donde, dado el nivel de significancia $\alpha = 0,05$, se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación si $d < d_U$, por lo tanto, la evidencia sugiere la presencia de correlación positiva estadísticamente significativa⁽⁶⁾. Por su parte, los resultados evidencian que no se cumple el supuesto de normalidad en los residuos, pues según el test de Jarque-Bera la probabilidad asociada al estadístico de prueba resultó menor al 0,05, es decir, hay un indicio claro de no normalidad en los residuos.

El problema más preocupante del modelo estimado es el de autocorrelación. En presencia de autocorrelación, los estimadores MCO dejan de ser linealmente insesgado (Wooldridge, 2010) de mínima varianza (Novales, 1993), y los estadísticos usuales dejan de ser válidos. Por tanto, es relevante corregir la autocorrelación en el modelo en primeras diferencias de la función consumo.

La presencia de autocorrelación puede que sea por un sesgo de especificación, en concreto, por la omisión de variables relevantes.

Alternativamente, para la corrección de la autocorrelación, se presenta un modelo incluyendo variables *dummys*, para los años 1973, 1982 y 1996. El criterio económico adoptado es el impacto del shock petrolero mundial de los años 1972-1973, que se prolongó, en el caso de Ecuador como economía petrolera, incluso durante los dos años siguiente, en el año inicial del choque positivo el Ecuador experimentó una contracción del consumo, mientras que entre 1973 y 1975 el crecimiento del consumo

fue alto; la crisis económica del año 1982, ocasionada por deficiencias de la política fiscal y por choques externos que perjudicaron los términos de intercambio (Albornoz, 1999); y los efectos de la crisis del año 1995 (debido a una serie de eventos políticos, militares, ambientales y por choques externos como el contagio de la crisis mexicana) que se prolongaron hasta el año 1996.

La variable *d73* es la *dummy* para 1973, la variable *d82* es la *dummy* para 1982, mientras que la variable *d96* es la *dummy* para 1996, y tienen las formas⁽⁷⁾:

$$d73 = \begin{cases} 1, t = 1973 \\ 0, t \neq 1973 \end{cases}; d82 = \begin{cases} 1, t = 1982 \\ 0, t \neq 1982 \end{cases}; d96 = \begin{cases} 1, t = 1996 \\ 0, t \neq 1996 \end{cases}$$

También se incorporó una variable *dummy* con el objetivo de recoger los efectos sobre el consumo no explicados por el ingreso sino por cambios estructurales, presentados por la economía ecuatoriana, de carácter permanente, con motivo del conflicto político, la inestabilidad macroeconómica y el proceso de dolarización iniciado en marzo

del 2000, y la posterior etapa de estabilización y crecimiento experimentada por el Ecuador desde entonces. Esta variable denotada como *dummy* adopta los siguientes valores $dummy = \begin{cases} 1, t \geq 2000 \\ 0, t < 2000 \end{cases}$. Se incorporan todas las *dummy* al modelo (3) de forma aditiva, obteniendo el modelo econométrico (4) el cual se ajustó por MCO robusto a heteroscedasticidad:

$$dln(gcppc_t) = \beta_0 + \beta_1 * dln(ippc_t) + \beta_2 * d73 + \beta_3 * d82 + \beta_4 * d96 + \beta_5 * dummy + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

$$dln(\widehat{gcppc}) = 0,0084 + 0,4567dln(ippc_i) - 0,0283(d73) - 0,0213(d82) \\ (0,0039) \quad (0,0924) \quad (0,0093) \quad (0,0043) \\ [2,1753] \quad [4,9409] \quad [-3,0483] \quad [-4,8933] \\ - 0,0191(d96) + 0,0229(dummy) \quad (4')$$

(0,0037)

(0,0092)

[-5,1469]

[2,4954]

$n = 64$, $R^2 = 0,5718$, $DW = 1,8120$, $SSR = 0,0339$, $Prob.F - statistic = 0,00$

$Prob.JB = 0,0758$, $Prob.LM = 0,8164$

En relación con esta regresión se observa, en primer lugar, que todas las variables son significativas, incluida la constante. En concreto, todos los coeficientes estimados son significativos al 1%, y el término constante y el coeficiente que acompaña a la *dummy* del año 2000 lo son al 5%, y en forma general se rechaza la hipótesis nula de no significancia conjunta. El estadístico DW, la inspección visual de los correlogramas más la Prueba LM brindan indicios que sugieren la ausencia de autocorrelación. Además, estos últimos tienen un comportamiento o distribución normal (Prueba Jarque-Bera), son estacionarios según las pruebas de raíces unitarias y, finalmente, se halló evidencia de ausencia de heteroscedasticidad al 95% y de una adecuada especificación del modelo basándose en el Test Ramsey-RESET ($prob > 0,05$).

El modelo presenta un aceptable R^2 , y los valores bajos del error estándar de la regresión y de la suma de los errores al cuadrado, representan una buena medida de su capacidad explicativa. Por su parte, el signo del coeficiente estimado que acompaña a la variable ingreso personal per cápita coincide con el signo esperado teóricamente. En ese sentido, el coeficiente estimado aproximadamente igual a 0,46 sugiere que un 1% de crecimiento en el ingreso personal per cápita del período, genera un efecto contemporáneo o está asociado con una variación del mismo signo y de 0,46%, en promedio, en el gasto de consumo privado per cápita presente, en el caso ecuatoriano durante el período de estudio. Este valor estimado representa la propensión marginal a consumir según una función consumo especificada y estimada en tasa de crecimiento. Cabe destacar

que β_1 en (4') es de menor magnitud respecto al estimado en (3').

Los coeficientes estimados que acompañan a las variables *dummies* de los años 1973, 1982 y 1996 arrojaron signos negativos, lo que estaría recogiendo el efecto negativo sobre el gasto de consumo privado per cápita, promovido por choques de diferentes índole que la economía ecuatoriana experimentó en esos años, dado un mismo nivel de ingreso per cápita, aunque en el caso del choque de 1973 se esperaba un efecto positivo como consecuencia del incremento en los ingresos petroleros tras el alza del precio del petróleo en el mercado mundial.

Así, los coeficientes estimados negativos para 1973, 1982 y 1996 indican que, dado un mismo nivel de ingreso personal per cápita, el consumo en esos años disminuyó respecto a los anteriores en mayor proporción. Al mismo tiempo, el coeficiente estimado de la *dummy* del 2000 presenta un signo positivo, que podría estar reflejando la estabilidad y el efecto positivo sobre el consumo per cápita que causó el proceso de estabilización y dolarización de Ecuador después del 2000.

3.2. Relación a largo plazo entre consumo e ingreso disponible per cápita

A pesar que el modelo en primeras diferencias (4) es significativo a nivel teórico y estadístico, cabe subrayar que la estimación de la relación entre consumo e ingreso per cápita a partir de sus primeras diferencias o tasas de crecimiento sólo recoge el efecto o relación a corto plazo (contemporáneo) entre

las variables. Es decir, el modelo no arroja evidencia respecto a si las variables tienen una relación de equilibrio estable a largo plazo en el caso estudiado para el Ecuador. Afortunadamente es posible estimar un modelo con variables $I(1)$ si los residuos de la regresión son $I(0)$, sin que se pierda la relación a largo plazo entre las variables y sin la posibilidad de hallar resultados espurios (Engle y Granger, 1987).

La teoría de la cointegración presupone que existe al menos una relación de largo plazo entre dos o más variables involucradas en un modelo. Según la literatura de cointegración, dos series con igual orden de integración $z_t = (y_t, x_t) \sim I(d)$, supóngase $[y_t: t = 1, 2, \dots]$ y $[x_t: t = 1, 2, \dots]$ son dos procesos $I(1)$, pueden tener una relación a largo plazo estable y no espuria, si en una regresión de las variables en niveles los residuos son estacionarios o no tienen una raíz unitaria, en otros términos, si existe una constante $\beta \neq 0$ tal que la diferencia $\varepsilon_t = y_t - \beta x_t$ sea un proceso $I(0)$

(Navales, 1993; Wooldridge, 2010). Si se da ese caso, entonces se dice que las variables que componen el vector z_t están cointegradas de orden (d, b) para un $b > 0$, y el parámetro β se denomina parámetro cointegrador⁽⁸⁾ (Enders, 1995).

Según la información arrojada por las pruebas de raíces unitarias, las variables consumo per cápita e ingreso per cápita (en logaritmo natural) poseen una raíz unitaria, es decir no son estacionarios. Como ambas tienen similar orden de integración $I(1)$, es posible entonces estimar por MCO para probar la hipótesis de residuos estacionarios. Si los residuos son estacionarios, entonces existe evidencia que sugiere una relación de cointegración a largo plazo entre consumo e ingreso per cápita en el caso de Ecuador durante el período de estudio, y la estimación por MCO continuaría tendiendo buenas propiedades. El modelo econométrico que se presenta para la función consumo keynesiana mediante la metodología de cointegración es:

$$\ln gcppc_t = \beta_0 + \beta_1 * \ln ippc_t + \beta_2 * (D * \ln ippc_t) + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (5)$$

Donde

$$\varepsilon_t = \ln gcppc_t - \beta_0 - \beta_1 * \ln ippc_t - \beta_2 * (D * \ln ippc_t)$$

que significa que una combinación lineal de variables integradas como las del lado derecho de (5) puede ser estacionaria. El modelo (5) relaciona el gasto de consumo privado per cápita en función del ingreso personal per cápita, como medida del ingreso disponible del individuo, ambas en logaritmo natural. Como ambas series son integradas de orden uno, se espera que una regresión de las variables en niveles, refleje una relación de cointegración

a largo plazo si los residuos estimados a partir de la regresión son estacionarios, de acuerdo con los *test* convencionales de raíces unitarias. Se efectuó la regresión MCO para el período 1950-2014, incluyendo una *dummy* con la forma $D = \begin{cases} 1, & t \geq 2000 \\ 0, & t < 2000 \end{cases}$ la cual viene a recoger posible quiebre estructural a partir del proceso de dolarización en el año 2000. La estimación MCO robusta a heteroscedasticidad fue:

$$\widehat{\ln gcppc} = 1,5029 + 0,7566(\ln ippc_i) + 0,0267(D_i * \ln ippc_i)$$

$$(0,1303) \quad (0,0159) \quad (0,0026)$$

$$[11,534] \quad [47,682] \quad [10,322] \quad (5')$$

$n = 65$, $R^2 = 0,9901$, $DW = 0,8815$, $SSR = 0,1117$, $Prob.F - statistic = 0,00$

$Prob.JB = 0,000$, $Prob.LM = 0,000$

Se puede apreciar, según la evidencia disponible, que el nivel de gasto de consumo privado per cápita (en logaritmo) tiene una relación directa (positiva) y estadísticamente significativa con respecto al ingreso personal per cápita (en logaritmo). Los residuos estimados (*resid_coint*) de esta regresión son estacionarios de acuerdo con los *test* ADF y PP, según todas las especificaciones al 1% (Cuadro 2), de manera que la evidencia sugiere una relación de cointegración estable a largo plazo entre el gasto de consumo privado per cápita y el ingreso personal per cápita para el Ecuador en el lapso 1950-2014. Según el enfoque de Engle-Granger de dos etapas, si existe una relación de cointegración entonces

se puede representar y estimar un modelo de corrección del error (MCE) para analizar la dinámica de corto plazo y el ajuste del desequilibrio a largo plazo (Teorema de Representación de Granger).

3.2.1. Modelo de Corrección del Error (MCE) en la relación consumo-ingreso

Según la teoría econométrica, si los residuos estimados del modelo de cointegración son estacionarios, entonces es posible formular un MCE, con la forma:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \Delta x_t + \lambda \varepsilon_{t-1} + \psi' Z_t + \mu_t, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

$$\varepsilon_{t-1} = \hat{\varepsilon}_{t-1} = \hat{y}_{t-1} - (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{t-1})$$

Donde $E(u_i | I_{t-i}) = 0$ y $I_{t-i} (i = 0, 1, \dots)$ contiene información sobre x_t y todos los valores pasados de x , y y otras variables exógenas. Además, el MCE admite rezagos de las primeras diferencias de las variables cointegradas y y x , y rezagos de las variables que están incluidas en el vector Z . La representación supone que por estar integradas

y_t y x_t entonces tanto Δy_t , como Δx_t e $\hat{y}_{t-1} - (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{t-1})$ son $I(0)$ (Novales, 1993). El término $\lambda \varepsilon_{t-1}$, donde $\lambda < 0$, se denomina término de corrección del error, y representa el margen por el que las condiciones de equilibrio estable entre las variables de cointegración dejaron de cumplirse en el período $t - 1$, y aparte de su propio pasado y el pasado

de la variable exógena Δx_t , estas desviaciones son las únicas variables explicativas de la variación que experimenta Δy en el instante t

. Para estimar la función consumo keynesiana se planteó el modelo econométrico en forma de MCE:

$$d\ln(gc\text{ppc}_t) = \alpha + \beta_1 * d\ln(ip\text{pc}_t) + \lambda \varepsilon_{t-1} + \beta_2 * d\ln(gc\text{ppc}_{t-1}) + \psi' Z_t + \mu_t$$

$$t = 1, 2, \dots, T \quad (6)$$

Donde se tienen las primeras diferencias de las variables consumo e ingreso per cápita, la relación indicaría el efecto a corto plazo de las variaciones en el ingreso sobre el consumo que recoge el parámetro β_1 , un término constante α , ε_{t-1} representa los errores estimados de la ecuación de cointegración, un rezago de la

primera diferencia de la variable consumo, y Z_t es un vector de variables *dummy* de control, para corregir quiebres estructurales en ciertos períodos. La estimación por MCO robusta a heteroscedasticidad brindó los siguientes resultados:

$$d\ln(\widehat{gc\text{ppc}}) = 0,0079 + 0,5011d\ln(ip\text{pc}_t) - 0,2760(\varepsilon_{t-1}) + 0,1788d\ln(gc\text{ppc}_{t-1})$$

$$(0,0037) \quad (0,1142) \quad (0,0671) \quad (0,1000)$$

$$[2,1064] \quad [4,3876] \quad [-4,1149] \quad [1,7862]$$

$$-0,0211(d73) - 0,0203(d82) - 0,0265(d96) \quad (6')$$

$$(0,0127) \quad (0,0040) \quad (0,0044)$$

$$[-1,6640] \quad [-5,0306] \quad [-6,0565]$$

$$n = 63, R^2 = 0,6619, DW = 2,0080, SSR = 0,0267, Prob.F - statistic = 0,00$$

$$Prob.JB = 0,2396, Prob.LM = 0,1391$$

Los resultados hallados revelan la conservación de los signos esperados a priori, y en términos de la significancia individual de cada estimado (el coeficiente que acompaña a la *dummy* del año 73 es apenas significativo al 11%, el término que acompaña al primer rezago de la variable dependiente lo es al 8%, y el término constante al 5%). La bondad de ajuste refleja una muy buena capacidad explicativa del modelo.

El coeficiente de la corrección del error es negativo y muy significativo (al 1%), y revela que si *gcppc* se encuentra por encima *ippc*, *gcppc* cae 0,28 en promedio, el siguiente período, para corregir el desequilibrio. Como este estimado mide la velocidad de convergencia al equilibrio en el largo plazo, su valor sugiere que el ajuste en el tiempo no ocurre tan rápido. El coeficiente de las variaciones del ingreso indica o sugiere que cada un 1% de crecimiento contemporáneo en el ingreso disponible del individuo se encuentra asociado con una variación de 0,5% en el consumo. Este valor es aproximadamente igual a los estimados antes.

Finalmente, el modelo es robusto a posible autocorrelación y no normalidad de los residuos, según los principales *test* para contraste de las hipótesis del modelo clásico, los residuos (*resid_mce*) son estacionarios al 1% según las pruebas de raíces unitarias ADF y PP (ver Cuadro 2), y no se existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de correcta especificación de acuerdo con Ramsey-RESET. Los valores hallados en las estimaciones de este trabajo son ligeramente superiores a los coeficientes estimados en otros trabajos empíricos para economías de ingreso mediano como China, Perú, Túnez y Venezuela (Khan, Shaikh y Hayat, 2018). Los valores estimados para México por Márquez y Contreras (2013) son superiores a los del Ecuador.

Conclusiones

La teoría del consumo de Keynes se

cumple en el caso del Ecuador en el período estudiado en este artículo, según lo arrojado en diferentes especificaciones econométricas estimadas para analizar la relación entre consumo e ingreso.

En efecto, los resultados hallados sugieren una relación estadística significativa entre el consumo privado per cápita y el ingreso personal per cápita durante el período de estudio para el Ecuador. La estimación arrojó un efecto positivo en todas las especificaciones, tal como se esperaba de acuerdo con la teoría, si bien es cierto que, en cuanto a magnitud, el efecto es medianamente moderado. En concreto, ante una variación del ingreso personal per cápita de un 1% se espera una respuesta contemporánea ubicada entre 0,46% y 0,52% en el consumo privado per cápita.

Se estimó así mismo una ecuación de cointegración, la cual arrojó evidencia de cointegración a largo plazo entre consumo per cápita e ingreso per cápita, procediéndose a estimar el correspondiente MCE, donde se halló de nuevo un coeficiente significativo que relaciona las variaciones del consumo ante cambios en el ingreso a corto plazo, y una velocidad de ajuste desde el desequilibrio de tamaño moderado, pero significativa estadísticamente. De nuevo, el coeficiente estimado de la tasa de crecimiento del ingreso corriente se encuentra asociado con una variación, de igual signo, de 0,5 en el consumo privado en el período analizado.

A pesar de las limitaciones que conlleva todo análisis, y que la evidencia en cierta forma es solo parcial, el trabajo contribuye al debate académico y a la discusión sobre las implicaciones de políticas en el Ecuador, considerando que, a pesar de referirse a decisiones individuales, la determinación del consumo tiene consecuencias macroeconómicas (Mankiw, 1997), pues es el principal componente de la demanda agregada e influye en las fluctuaciones de la actividad económica.

La importancia de los resultados de este trabajo para el Ecuador radica en que, siendo la fuente principal del ingreso familiar lo

captado en forma de sueldos y salarios, y dado que el ingreso repercute en el consumo en una magnitud moderada, existen implicaciones económicas importantes en una política que impulse la productividad y los salarios reales, para estimular el ingreso y el consumo, garantizando la estabilidad de la demanda agregada a corto plazo. A largo plazo, parece más conveniente una política de promoción de la productividad en lugar del control de las fluctuaciones a través de la política fiscal, pues ésta última se encuentra atada a las condiciones monetarias y al balance de deuda del país, limitando su capacidad para apuntalar el ingreso y, por ende, el consumo agregado.

Dada la magnitud de la respuesta del consumo privado ante variaciones del ingreso, la política fiscal expansiva tiene efectos importantes aunque limitados a corto plazo, y su utilización constante como mecanismo de estabilización macroeconómica puede repercutir en el balance de deuda y presupuestario del gobierno consolidado a mediano plazo, por lo que una estrategia correcta para mantener la conexión ingreso-consumo, y que el consumo se mantenga en niveles compatibles con el pleno empleo y sin menoscabo del balance externo, debe estar basada en la productividad y los salarios reales a largo plazo.

Notas

¹ Kuznets (1946) halló evidencia que la tasa de ahorro no había crecido en EE UU a largo plazo, tal como se esperaba según la teoría del consumo keynesiana. Si la propensión media al consumo disminuye conforme aumenta el ingreso, entonces al individuo promedio le queda más dinero disponible para el ahorro, por lo que la tasa de ahorro aumentará en el tiempo, de acuerdo con los primeros keynesianos, cuestión que se deriva de una propensión marginal al consumo menor a la unidad. Para Kuznets, el consumo medio mostraba un comportamiento completamente

estable, a pesar que la renta o ingreso había aumentado considerablemente (Mankiw, 1997), esto iba en contra de la conjetura de la teoría del consumo keynesiana respecto al comportamiento decreciente del consumo medio (cociente entre consumo e ingreso) cuando el ingreso aumenta.

² Friedman (1957) plantea la hipótesis de la renta permanente, la cual postula que los hogares basan sus decisiones de consumo presente, no en la renta recibida en el período, sino en el valor descontado de los flujos de ingreso que espera derivar de su capital humano y no humano (Núñez, 2010). “Existen un conjunto de investigaciones empíricas en contra de la hipótesis de Friedman” (Núñez, 2010, p.93).

³ La hipótesis del ciclo de vida de Ando y Modigliani expresa que el consumo depende de las expectativas que tengan los individuos respecto a sus ingresos futuros más que su ingreso presente, en la línea con lo estipulado por Friedman. Estos autores parten de un problema de maximización de la utilidad del consumidor, y agregan que estos maximizan su utilidad a lo largo de su vida teniendo en cuenta su visión sobre el futuro.

⁴ Robert Hall brindó la hipótesis el ingreso permanente con expectativas racionales. Hall agregó al modelo de hipótesis permanente el supuesto de expectativas racionales, para incorporar a las expectativas de los consumidores (Casas y Gil, 2011), y expuso que, en presencia de expectativas racionales, el consumo sigue una caminata aleatoria, de modo que intentar predecir el consumo es irrelevante pues sus variaciones son impredecibles.

⁵ Por ejemplo, cuando el hogar no tiene acceso al crédito, su consumo se encontrará fuertemente ligado a su ingreso actual, y no a su ingreso futuro o esperado (Larraín y Sachs, 2002). Esto se conoce como restricción de liquidez, cuando las familias no pueden endeudarse y no cuentan

con un stock de activos financieros, en consecuencia, no pueden gastar más que el ingreso que perciben en el período actual (Larraín y Sachs, 2002). La restricción de liquidez puede expresarse de la forma $C_t \leq Y_t$ (Mankiw, 1997), establece que el consumo de hoy es menor o igual al ingreso de hoy. “En presencia de familias con restricción de liquidez, la teoría del ingreso permanente de Friedman y la teoría del ciclo de vida de Modigliani se derrumba” (Larraín y Sachs, 2002, p.413). Por ejemplo, en el caso de Venezuela se ha encontrado evidencia de un importante efecto de los cambios en el ingreso corriente sobre el gasto de consumo final privado (Pozo, 2013), más en un modelo de consumo con expectativas adaptativas en el ingreso para comprobar la hipótesis del ingreso permanente, se estimó un valor alto del coeficiente de expectativas, lo cual es un indicio en contra de la teoría del ingreso permanente (Pozo, 2013, p.111-114).

- 6 Una inspección visual de los correlogramas de los residuos arrojó evidencia que permiten rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación, pues las probabilidades asociadas al primer, tercer y cuarto rezago son menores que 0,05. Por su parte, la Prueba LM de Breusch-Godfrey arrojó evidencia que descarta la presencia de autocorrelación, pues con una selección de uno y dos rezagos la probabilidad asociada al estadístico de prueba es mayor a 0,05, lo que significa que no se puede rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación. En la estimación se presenta la probabilidad de la Prueba LM con dos rezagos. Se puede afirmar que, en conjunto, las pruebas no son concluyentes.
- 7 Cabe destacar que la elección de estos años, desde el punto de vista estadístico, se debe a la posibilidad de quiebre estructural en la regresión del modelo (3) en dichos años, según la evidencia derivada de las pruebas de quiebre estructural. Se aplicó el test de Chow para los años en cuestión,

y los resultados del p -valor de la F y de la razón de verosimilitud son menores a 0,05, lo que indica que se debe aceptar la existencia de quiebre estructural en los años 1982, 1996 y en 2000. El año 1973 se eligió atendiendo la evidencia arrojada por los gráficos de los coeficientes recursivos del modelo indicado.

- 8 Un grupo de variables económicas se encuentran en equilibrio a largo plazo cuando $\beta_{1t}x_{1t} + \beta_{2t}x_{2t} + \dots + \beta_{nt}x_{nt} = 0$, donde β y x_t denotan los vectores $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ y $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$, el sistema está en equilibrio a largo plazo cuando $\beta x_t = 0$. Las desviaciones desde el equilibrio a largo plazo, llamadas el error del equilibrio, es β y e_t , tal que $e_t = \beta x_t$.

Referencias bibliográficas

- Albornoz, V. (1999). ¿La segunda “década perdida” del Ecuador? *América Latina, Hoy*, 22, 49-52.
- Ando, A. y Modigliani, F. (1963). The life cycle hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. *The American Economic Review*, 53(1), 55-84.
- Betancourt, M. (2013). Análisis empírico de la hipótesis de equivalencia ricardiana para México. *Economía Informa*, 382, 76-98.
- Blanchard, O. (2003). *Macroeconomía*. Tercera Edición. Buenos Aires, Argentina: Prentice-Hall Press.
- Casas, J., y Gil, J. (2011). Evidencia empírica de la teoría del consumo para Colombia 2000-2010. *Apuntes del CENES*, 30(52), 59-86.
- De Gregorio, J. (2007). *Macroeconomía: Teoría y política*. Primera Edición. México: Pearson Educación.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time*

- Series. United States of America: John Wiley & Sons Inc.
- Engle, R., y Granger, C. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Feenstra, R., Inklaar, R., y Timmer, M. (2015). The next generation of the Penn World Table. *American Economic Review*, 105(10), 3150-3182.
- Fernández, E. (2009). *Teoría del consumo*. Londres: Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA). Ensayo (77). Recuperado de <https://www.cemla.org/PDF/ensayos/pub-en-77.pdf>
- Friedman, M. (1957). *A theory of consumption function*. USA: Princeton University Press.
- Granger, C., y Newbold, P. (1976). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Gujarati, D. (2004). *Econometría*. Cuarta Edición. México D.F., México: Edit. Mc Graw-Hill.
- Hansen, A. (1983). *Guía de Keynes*. (7^{ma}. reimp.). Ciudad de México, México: Edit. Fondo de Cultura Económica.
- Hall, R. (1978). Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: Theory and evidence. *Journal of Political Economy*. 86(6), 971-987.
- Khan, K., Shaikh, S., y Hayat, U. (2018). An analysis of consumption function: A case study of upper middle income economies. *NICE Research Journal*, 11, 223-235.
- Keynes, J. M. (1976). *La teoría general de la ocupación, el interés y el dinero*. Ciudad de México, México: Edit. Fondo de Cultura Económica.
- Kuznets, S. (1946). *National Income: A summary of findings*. New York: National Bureau of Economic Research, Inc.
- Larraín, F., y Sachs, J. (2002). *Macroeconomía en la economía global*. Segunda Edición. Buenos Aires, Argentina: Pearson Education.
- Maddala, G. S. (1996). *Introducción a la econometría*. México D.F, México: Edit. Prentice Hall.
- Mankiw, G. (1997). *Macroeconomía*. Tercera Edición. Barcelona, España: Editorial Antoni Bosch.
- Márquez, J., y Contreras, I. (2013). La ley psicológica fundamental de Keynes: Evidencia empírica para México (2003-2012). *Tiempo Económico*, VIII(25), 27-41.
- Novales, A. (1993). *Econometría*. Segunda Edición. Madrid, España: Edit. Mc Graw – Hill.
- Núñez, J. A. (2010). Un contraste directo de la hipótesis de renta permanente. Evidencia con datos de las Comunidades Autónomas Españolas. *Revista de Estudios Regionales*, (88), 91-110.
- Ocando, C. (2016). El gasto de consumo final de los hogares y la función de consumo keynesiana. *BCVoz Económico*, (20), 23-25.
- Pozo, B. (2013). La equivalencia ricardiana: ¿Una curiosidad teórica? Algunos indicios para el caso venezolano (1950-2010). *Economía*, XXXVIII(35), 101-125.
- Prebisch, R. (1980). *Introducción a Keynes*. Ciudad de México, México: Edit. Fondo de Cultura Económica.
- Wooldridge, J. (2010). *Introducción a la econometría: Un enfoque moderno*. Cuarta Edición. México, D. F, México: Cengage Learning.