



Revista Mexicana de Economía y
Finanzas. Nueva Época / Mexican
Journal of Economics and Finance

ISSN: 1665-5346

remef@imef.org.mx

Instituto Mexicano de Ejecutivos de
Finanzas A.C.

Rodríguez Arana, Alejandro
ESTIMACIÓN DE UNA ECUACIÓN DE EULER DEL CONSUMO PER CÁPITA PARA
MÉXICO: 1980-2010
Revista Mexicana de Economía y Finanzas. Nueva Época / Mexican Journal of
Economics and Finance, vol. 7, núm. 1, enero-junio, 2012, pp. 27-47
Instituto Mexicano de Ejecutivos de Finanzas A.C.
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=423739525002>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

ESTIMACIÓN DE UNA ECUACIÓN DE EULER DEL CONSUMO PER CÁPITA PARA MÉXICO: 1980-2010

Alejandro Rodríguez Arana*

Universidad Iberoamericana, Ciudad de México

(Recibido 29 de septiembre 2011, aceptado 17 de febrero de 2012)

Resumen

Este trabajo estima una ecuación de Euler de consumo per cápita para México con datos trimestrales de 1980 a 2010. La estimación supone una función de utilidad isoelástica y se lleva a cabo por el método generalizado de momentos (MGM). Los resultados son muy acordes con lo que la teoría pronostica, aunque los residuales de la ecuación original no son totalmente aleatorios, lo que pone en tela de juicio la existencia de expectativas racionales. Una estimación adicional añadiendo niveles de consumo pasados (ver por ejemplo Fuhrer y Rudebusch (2004)) limpia los residuales y sigue siendo acorde con la ecuación de Euler como resultado de largo plazo. Un análisis complementario muestra que en México es posible rechazar cointegración entre el consumo per cápita y el PIB per cápita, lo que es compatible con la existencia de una ecuación de Euler para el consumo.

Abstract

This paper estimates an Euler equation for per capita consumption in Mexico with quarterly data from 1980 to 2010. The estimation assumes an isoelastic utility function and is performed using the Generalized Method of Moments (GMM). Results are consistent with the theoretical framework, though the residuals of the original equation are not random, which challenges the rational expectations hypothesis. An additional estimation adding past levels of consumption (see for example Fuhrer and Rudebusch (2004)) cleans the residuals and is consistent with the theory of the Euler equation as a long run result. A complementary analysis shows that in Mexico it is possible to reject cointegration between the per capita consumption and the per capita GDP, which is compatible with the existence of an Euler equation for consumption.

Clasificación JEL: E20, E21, E27.

Palabras clave: Consumo, Ecuación de Euler, Ingreso permanente.

* Universidad Iberoamericana, Ciudad de México. Av. Prolongación Paseo de la Reforma No. 880. Col. Lomas de Santa Fe, C. P. 01219. México, D. F. Tel. (55) 59-50-42-68. E-mail: alejandro.rodriguez@uia.mx

El autor desea agradecer a los dos árbitros anónimos que con sus comentarios permitieron mejorar el documento.

1. Introducción

El análisis del consumo contrasta dos hipótesis principales: la primera, sustentada por Keynes (1936) y muchos de sus seguidores, afirma que el ingreso corriente determina al consumo; la segunda, propuesta por Friedman (1957) y Ando y Modigliani (1963), introduce el concepto de ingreso permanente. De acuerdo a esta hipótesis, el consumo puede no estar tan relacionado con el ingreso corriente si el público espera que el ingreso futuro sea distinto al actual. Cuando la expectativa futura de ingreso es positiva, los individuos se van a endeudar y el consumo va a superar al ingreso corriente. Si sucede lo contrario, los individuos van a ahorrar más en el presente.

Durante los años sesenta y setenta, la teoría keynesiana del consumo era la más aceptada. La hipótesis del ingreso permanente volvió a cobrar fuerza después de la publicación del artículo de Robert Hall (1978), el cual implícitamente rescató una idea muy antigua de Ramsey (1928), paradójicamente también sustentada por Keynes.¹

El artículo de Hall (1978) muestra una relación empírica para Estados Unidos positiva y unitaria entre el logaritmo del consumo actual y el mismo concepto en el pasado, lo que implica que el consumo sigue una caminata aleatoria. Este resultado favorece la hipótesis del ingreso permanente porque indica que no es posible pronosticar el consumo futuro a través del ingreso actual. El mejor pronóstico del consumo del futuro es el consumo presente, el cual toma en cuenta el ingreso permanente.

Trabajos posteriores, como los de Hansen y Singleton (1982) (1983), perfeccionaron el análisis de Hall (1978) al introducir explícitamente la ecuación de Euler- que Ramsey derivara en 1928- para llevar a cabo una estimación donde el consumo actual depende del consumo futuro y la tasa real de interés.

La estimación de la ecuación de Euler para Estados Unidos y otros países desarrollados se ha llevado a cabo en dos niveles:

El primero individual, a través de datos microeconómicos que surgen de las encuestas de ingreso-gasto (Attanasio y Low (2002); Alan, Attanasio y Browning (2009)).

El segundo a nivel agregado (Fuherer (2000), Rudebusch (2002), Fuhrer y Rudebusch (2004), Fuhrer y Olivei (2004)). Utilizando datos agregados de consumo de los sistemas de cuentas nacionales.

Para el caso de México no tenemos noticia de alguna estimación de la ecuación de Euler. Hay sin embargo otros trabajos sobre consumo que se detallarán más adelante.

El objetivo principal de este trabajo es estimar una ecuación de Euler para el consumo per cápita agregado en México. Hay probablemente una creencia común, avalada por algunos trabajos empíricos,² de que en México no puede haber una ecuación de este tipo básicamente porque los mercados financieros son muy imperfectos.

¹ Otra paradoja en este caso es que Hall (1978) no cita el artículo de Ramsey (1928) pero sí muestra la ecuación teórica de Euler (Hall (1978 p. 974)).

² Ver por ejemplo Castillo-Ponce (2002).

Los resultados de este trabajo retan esa creencia. De acuerdo a la ecuación de consumo aquí estimada, el principal elemento que determina el consumo presente es el consumo futuro. El supuesto de que el sistema financiero es muy imperfecto es cierto, pero muchas veces el mercado encuentra formas de llevar a cabo un gran número de transacciones, incluso a través de mecanismos informales de crédito.

Un análisis complementario de este trabajo fortalece la posible existencia de una ecuación de Euler. Aparentemente hay una disociación entre las tendencias del consumo per cápita y del PIB per cápita en México, lo que podría estar ocasionado precisamente porque existe una ecuación como la descrita y es posible prestar y pedir prestado de una manera más libre de la que se ha creído hasta el momento.

La existencia de una ecuación de Euler para México tiene serias implicaciones a nivel macroeconómico. Por una parte sugiere que el sector financiero es más eficiente de lo que se ha supuesto hasta ahora, lo que puede incrementar las perspectivas futuras de crecimiento. Por otra parte puede generar desequilibrios en la balanza de pagos. Aun cuando Drazen y Helpman (1987) muestran que dichos desequilibrios no tiene por qué generar un problema de insolvencia, también es cierto que sí los pueden generar. Conocer de qué forma se determina el consumo puede ayudar a entender si efectivamente los desequilibrios son o no sostenibles.

El presente trabajo está dividido en tres secciones: la primera deriva una ecuación de Euler para el consumo a partir de un análisis de maximización de utilidad intertemporal. La segunda estima dicha ecuación en forma agregada para el caso de México. Finalmente, la tercera sección analiza la relación de largo plazo entre el consumo per cápita y el PIB per cápita en este mismo país.

2. Derivación de la ecuación teórica de Euler

La derivación de la ecuación de Euler para el consumo surge de la maximización de una función de utilidad intertemporal. Esta función puede definirse de la siguiente manera:

$$V_t = \sum_{i=0}^n \frac{U_{t+i}}{(1+\theta)^i} \quad (1)$$

Donde V es la utilidad intertemporal. U_{t+i} es la utilidad instantánea en el momento $t+i$. θ es la tasa de descuento intertemporal, un concepto subjetivo

A su vez, la utilidad instantánea se define como una función isoelástica (ver Hansen y Singleton (1982)):

$$U_{t+i} = \frac{(E_t(C_{t+i}))^{1-\frac{1}{\rho}}}{(1-\frac{1}{\rho})(1+\theta)^i} \quad (2)$$

donde i toma valores desde cero hasta n . Cuando i es igual a cero $E_t(C_t) = C_t$. E es el operador valor esperado; C_{t+i} es el consumo por persona en el período $t+i$; ρ es la elasticidad de sustitución en el consumo. Para que exista un máximo

único, el valor de ρ tiene que ser mayor o igual a cero y estrictamente menor a infinito. Si ρ fuera cero, tendríamos una función de utilidad tipo Leontief, donde los distintos niveles de consumo a lo largo del tiempo son perfectamente complementarios. Si ρ fuera infinita, entonces habría perfecta sustitución entre los distintos niveles de consumo a lo largo del tiempo y habría una solución de esquina, o una indeterminación de los niveles de consumo.³

La maximización de utilidad intertemporal está sujeta a la restricción presupuestal también intertemporal, la cual se define como:

$$Y_t + \sum_{i=1}^n \frac{E_t Y_{t+i}}{\prod_{j=1}^i (1 + r_{t+j-1})} + H_0 = C_t + \sum_{i=1}^n \frac{E_t C_{t+i}}{\prod_{j=1}^i (1 + r_{t+j-1})} \quad (3)$$

donde los dos primeros términos del lado izquierdo de la ecuación (3) constituyen la expectativa del valor presente del ingreso personal; H_0 es la riqueza inicial del individuo. La suma de los dos términos del lado derecho de la ecuación representa la expectativa del valor presente del consumo de la persona.

A su vez:

$$\prod_{j=1}^i (1 + r_{t+j-1}) = (1 + r_t) (1 + r_{t+1}) (1 + r_{t+2}) \dots (1 + r_{t+i-1}) \quad (4)$$

La maximización de (1) sujeta a (3) puede llevarse a cabo a través de un Lagrangiano:

$$L = \frac{C_t^{1-\frac{1}{\rho}}}{(1 - \frac{1}{\rho})} + \sum_{i=1}^n \frac{(E_t (C_{t+i}))^{1-\frac{1}{\rho}}}{(1 - \frac{1}{\rho})(1 + \theta)^i} + \lambda [Y_t + \sum_{i=1}^n \frac{E_t Y_{t+i}}{\prod_{j=1}^i (1 + r_{t+j-1})} + H_0 - C_t - \sum_{i=1}^n \frac{E_t C_{t+i}}{\prod_{j=1}^i (1 + r_{t+j-1})}] \quad (5)$$

L es el Lagrangiano y λ es el multiplicador de Lagrange asociado.

Las condiciones de primer orden de este problema son:

$$\frac{dL}{dC_t} = C_t^{-\frac{1}{\rho}} - \lambda \quad (6)$$

$$\frac{dL}{d(E_t C_{t+1})} = \frac{(E_t C_{t+1})^{-\frac{1}{\rho}}}{(1 + \theta)} - \frac{\lambda}{(1 + r_t)} \quad (7)$$

$$\frac{dL}{d(E_t C_{t+i})} = \frac{(E_t (C_{t+i}))^{-\frac{1}{\rho}}}{(1 + \theta)^i} - \frac{\lambda}{\prod_{j=1}^i (1 + r_{t+j-1})} \quad (8)$$

³ El valor ρ no puede ser negativo, porque en ese caso habría curvas de indiferencia cóncavas que llevarían a soluciones de esquina.

$$\frac{dL}{d(E_t C_{t+i+1})} = \frac{(E_t (C_{t+i+1}))^{-\frac{1}{\rho}}}{(1+\theta)^{i+1}} - \frac{\lambda}{\prod_{j=1}^{i+1} (1+r_{t+j-1})} \quad (9)$$

$$\frac{dL}{d\lambda} = Y_t + \sum_{i=1}^n \frac{E_t Y_{t+i}}{\prod_{j=1}^i (1+r_{t+j-1})} + H_0 - C_t - \sum_{i=1}^n \frac{E_t C_{t+i}}{\prod_{j=1}^i (1+r_{t+j-1})} \quad (10)$$

El primer término del lado derecho de la ecuación (6) es la utilidad marginal del consumo en t . El numerador del primer término del lado derecho de la ecuación (7) es la utilidad marginal de la expectativa del consumo en $t+1$. Por su parte, el numerador del primer término del lado derecho de la ecuación (8) es la utilidad marginal de la expectativa del consumo en el período $t+i$. Este mismo concepto se aplica en $t+i+1$ para el numerador del primer término del lado derecho de la ecuación (9).

Despejando λ en (6) y (7) e igualando se llega a:

$$C_t^{-\frac{1}{\rho}} = \frac{(1+r_t)}{(1+\theta)} (E_t(C_{t+1}))^{-\frac{1}{\rho}} \quad (11)$$

Despejando λ en (8) y (9) se obtiene:

$$(E_t(C_{t+i}))^{-\frac{1}{\rho}} = \frac{(1+r_{t+i})}{(1+\theta)} (E_t(C_{t+i+1}))^{-\frac{1}{\rho}} \quad (12)$$

Las ecuaciones (11) y (12) son del tipo de Euler. La relación del consumo en cierto momento en el tiempo con la expectativa de consumo futuro inmediato es la misma para cualquier momento $t+i$.

La ecuación de Euler también se conoce como condición de Keynes-Ramsey (Ramsey (1928 p. 547), Blanchard y Fischer (1989 p. 41)). Cuando una persona decide sacrificar consumo presente por consumo en el siguiente período, lo que pierde es la utilidad marginal del consumo presente (el término del lado izquierdo de la ecuación (11)). Su ganancia es la utilidad marginal del consumo en el período siguiente, pero ahora multiplicada por uno más la tasa real de interés, pues lo que dejó de consumir en el presente generó un ahorro que dio como ganancia r unidades adicionales de consumo. Sin embargo, como el individuo mira este plan desde el presente, debe descontar la ganancia futura por $1+\theta$, donde θ es el descuento que el individuo hace del futuro próximo.⁴

Tomando logaritmos en ambos lados de (11) se obtiene

$$\ln C_t = \rho \ln(1+\theta) - \rho \ln(1+r_t) + \ln(E_t(C_{t+1})) \quad (13)$$

⁴ Ramsey (1928 p.547) afirma que aunque él derivó esta ecuación matemáticamente, fue realmente Keynes quien le dio la explicación intuitiva de la misma. Este anécdota es muy interesante y paradójico pues la ecuación de Euler en el consumo es tal vez la ecuación más anti keynesiana de la macroeconomía moderna.

El valor esperado del consumo futuro no necesariamente coincide con el valor realizado de dicha variable. De modo que:

$$\ln(E_t(C_{t+1})) = \ln C_{t+1} + \varepsilon_{(t+1)} \quad (14)$$

Donde ε_{t+1} es un error. Si hay expectativas racionales, este error es aleatorio y tiene media cero. En la literatura se supone además que se distribuye normalmente.

De este modo, la ecuación (13) se especifica en términos de los consumos observables:

$$\ln C_t = \rho \ln(1 + \theta) - \rho \ln(1 + r_t) + \ln C_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (15)$$

La ecuación a estimar empíricamente es:

$$\ln C_t = A_0 + A_1 \ln C_{t+1} + A_2 \ln(1 + r_t) \quad (16)$$

Para que se pruebe empíricamente la ecuación de Euler, no debe poderse rechazar que A_1 sea diferente de la unidad. En tal caso, el negativo de A_2 será un estimador de la elasticidad de sustitución intertemporal ρ . A su vez, $-A_0/A_2$ será un estimador del valor $\ln(1 + \theta)$. Si θ es un valor pequeño, entonces será un estimador directo de la tasa de descuento intertemporal θ .

3. Estimación de la ecuación de Euler para México

La ecuación de Euler (16) se estima para México con datos trimestrales desde el segundo trimestre de 1980 hasta el cuarto trimestre de 2010.

C_t es el consumo anualizado per cápita del trimestre en cuestión. Las cifras de consumo se obtienen del Banco de Información Económica del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI). A lo largo de estos años ha habido cambios en la metodología en las cuentas nacionales. Sin embargo, es posible construir una serie de consumo desde 1980 aplicando las tasas de crecimiento trimestrales de 1980 a 2002 a la serie base que comienza en 2003.

Las cifras de población se construyen como una aproximación tomando como base la población anual publicada por el Fondo Monetario Internacional en la base de datos del World Economic Outlook. El crecimiento anual de la serie se descompone trimestralmente y se genera así la serie trimestral.

Por su parte, la tasa real bruta de interés r_t se obtiene a partir de los datos de la tasa de interés nominal de CETES a 91 días publicada por el Banco de México y que cuenta con información desde 1978. Se utilizó esta tasa de interés básicamente porque es la que tiene mayor cantidad de información en el tiempo para los valores gubernamentales, los cuales han incrementado su participación en el mercado financiero a lo largo del tiempo.⁵ La correlación que existe entre

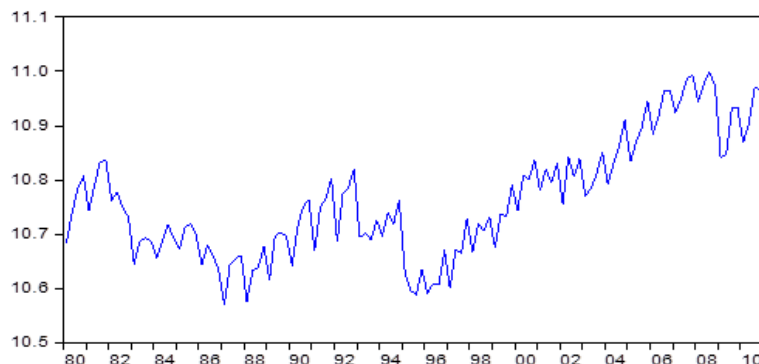
⁵ Así por ejemplo, en diciembre de 2011 del total de los activos financieros internos en poder de residentes los valores gubernamentales representan alrededor del 55%. La captación bancaria, excluyendo cheques y depósitos en cuenta corriente, apenas representa el 22%. Cuando se considera toda la captación bancaria, incluyendo cheques y depósitos en cuenta corriente, la suma de los valores públicos sigue siendo mayor. Es cierto que esto ha ido cambiando a lo largo del tiempo y antes era al revés.

la tasa de CETES a 91 días y otras tasas, como la de depósitos bancarios 3 meses, es de alrededor de 98%, por lo cual muy probablemente el uso de otras tasas bancarias daría resultados muy similares a los que surgen de este artículo.⁶

La primera aproximación para calcular esta tasa real consiste en tomar la tasa publicada del primer mes de un cierto trimestre- por ejemplo abril- y dividirla entre 400 para crear el término $(1+R_t)$. En seguida se toma la inflación ex post trimestral que ocurrió durante ese trimestre (la inflación compuesta de abril, mayo y junio) y se obtiene la tasa real trimestralizada a través del cálculo $(1+r_{Tt}) = (1+R_t)/(1+\pi_T)$, donde r_{Tt} es la tasa real bruta trimestral. Como los datos de consumo per cápita están anualizados, la tasa real también debe estar en estos términos, por lo cual la tasa bruta anual $r_{at} = (1+r_{Tt})^4 - 1$.

Los datos del logaritmo del consumo per cápita y la tasa real bruta anual r_{at} pueden observarse en las gráficas 1 y 2.

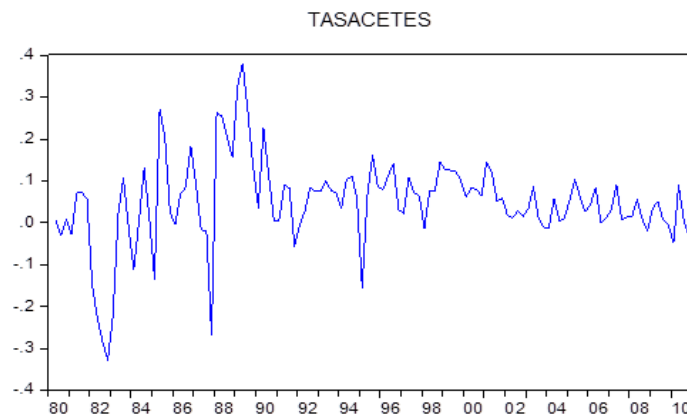
Gráfica 1. Logaritmo del consumo per cápita en México 1980-2010.
LOG(CONSPERC)



Fuente: Elaborada por el autor con datos del Banco de Información Económica del INEGI

⁶ Una razón adicional para usar una tasa de CETES es que la tasa de CETES a 28 días fue considerada durante mucho tiempo como la tasa líder del mercado financiero. Esto terminó cuando el Banco de México comenzó a utilizar su tasa de referencia. Desafortunadamente no fue posible usar la tasa de CETES a 28 días porque la información disponible es mucho menor a la de la tasa de CETES a 91 días.

Gráfica 2. Tasa real de interés de Cetes a 91 días en México 1980-2010.



Fuente: Elaborada por el autor con datos de las estadísticas de la página de internet de Banco de México

La base de datos del Banco de México no reporta las tasas de CETES a 91 días de agosto y septiembre de 1986 y la de noviembre de 1988. Para llenar estos tres espacios se tomaron, en el primer caso, los promedios de julio y octubre en agosto y septiembre de 1986 y, para llenar el espacio de noviembre de 1988, el promedio entre los datos de octubre y diciembre de ese mismo año.

Las gráfica 1 de consumo per cápita muestra que esta variable prácticamente observó un crecimiento promedio nulo entre 1980 y 1995. Es a partir de 1996 cuando comienza a crecer. Por su parte, la gráfica 2 muestra gran varianza de la tasa real de interés en los mismos años de 1980 a 1995 y luego una mayor estabilidad. A fines de los años ochenta, cuando se instrumentó un programa de estabilización para reducir la inflación, la tasa real de interés observó niveles de entre 30% y 40%, algo que también sucedió en otros países con programas similares.

Un problema cuando se modela el consumo agregado per cápita de un país es suponer que la tasa de descuento subjetiva θ es igual para todos los individuos. Este problema ha sido destacado por Attanazio y Low (2002) y por Alan, Attanazio y Browning (2009). Los trabajos a nivel agregado de Fuhrer (2000), Rudebusch (2002), Fuhrer y Rudebusch (2004) y Fuhrer y Olivei (2004) suponen, al igual que en este trabajo, que la tasa de descuento es igual para todos los consumidores, lo que puede constituir una limitación.

El cuadro 1 muestra la estimación de la ecuación de Euler (16) de consumo per cápita para México utilizando la técnica del método generalizado de momentos (MGM). Desde el artículo seminal de Hansen y Singleton (1982), diversos trabajos para otros países utilizan esta técnica para versiones lineales como la de la ecuación (16).⁷ Esta técnica, sin embargo, ha sido criticada por

⁷ Ver por ejemplo Fuhrer (2000), Rudebusch (2002), Fuhrer y Rudebusch (2004), Alan, Attanasio y Browning (2009)

algunos autores, como Carroll (2001) o Alan, Attanasio y Browning (2009),⁸ cuando se aplica a datos de hogares o cuando la función de utilidad intertemporal implícita es distinta y genera soluciones no lineales. Fuhrer y Rudebusch (2004) y Fuhrer y Olivei (2004) también critican la técnica para datos agregados en muestras pequeñas pues de acuerdo a dichos autores genera sesgos.

Al analizar la información para México, no tenemos noticia de ningún trabajo que estime directamente la ecuación de Euler para este país. No obstante, hay diversos estudios que buscan encontrar los determinantes del consumo y del ahorro en México cuando hay restricciones de liquidez, o analizar la relación de cointegración entre el consumo y el ingreso en dicho país.

Así por ejemplo, Venegas-Martínez (2000) hace un estudio de cómo la utilidad que depende del consumo de diferentes bienes se modifica cuando los individuos consumen bienes importables a los que antes no tenían acceso; González-García (2002) analiza la cointegración entre el consumo y el ingreso; Castillo-Ponce (2002) estudia los efectos de las restricciones de liquidez sobre el consumo; Tórrez-Verástegui y Cedillo (2006) parten de un esquema de optimización muy similar al que se utiliza para estimar una ecuación de Euler, pero analizan cómo se suavizó el consumo ante la apertura comercial; Villagómez y Hernández (2009) analizan el efecto del sistema de pensiones sobre el ahorro privado; Gómez-Saldívar y Ventosa-Santaularia (2009) llevan a cabo un análisis de cointegración entre el consumo y el ingreso en México y Estados Unidos, Mashi y Peters (2010) analizan el efecto del ahorro en el crecimiento de México, concluyendo que el ahorro antecede al crecimiento.

La ecuación (16) se estima en forma trimestral desde el segundo trimestre de 1980 al último trimestre de 2010. Puesto que muy probablemente hay estacionalidad en el consumo, la especificación de la ecuación a estimarse es:

$$\ln C_t = A_0 + A_1 \ln C_{t+1} + A_2 \ln(1 + r_t) + A_3 q_1 + A_4 q_3 + A_5 q_4 \quad (17)$$

donde q_x es una variable dummy para el trimestre x .

Se corrieron dos versiones de (17). La primera utiliza la definición de tasa real bruta de interés ya descrita. La segunda toma la sugerencia de Fuhrer y Rudebusch (2004) de utilizar un promedio de tasas reales creadas de la misma manera que se explicó con anterioridad:

Se generaron así tasas reales trimestrales anualizadas que comienzan en cada mes de cada trimestre. Para un determinado trimestre que comienza por ejemplo en abril hay tres tasas, una que va de abril a junio, otra de mayo a julio y otra de junio a agosto. Como los ahorradores pueden también terminar contratos que se generaron en el trimestre anterior, la tasa promedio que se utilizó en el semestre que comienza en abril se obtiene a través de la fórmula:

$$(1 + r_{pt}) = \frac{1}{5} [(1 + r_{ft-1}) + (1 + r_{mart-1}) + (1 + r_{at}) + (1 + r_{mt}) + (1 + r_{jt})] \quad (18)$$

⁸ Attanasio y Low (2004) difieren con Carrol (2001) y señalan que cuando la ecuación de Euler se sustenta en una función de utilidad isoelástica sí es posible estimarla de manera lineal. Eso es justamente lo que hacemos en este artículo.

Donde r_p es la tasa promedio; r_f es la tasa que comienza en febrero del trimestre anterior; r_{mar} es la que comienza en marzo del trimestre anterior; r_{at} es la que comienza en abril del trimestre en cuestión (la tasa bruta ya descrita), r_m es la que comienza en mayo y r_j la que comienza en junio del trimestre relevante.

Para la primera versión de (17) (versión A) se utiliza sólo la tasa bruta del trimestre correspondiente, por ejemplo r_{at} ; para la segunda versión (versión B) se utiliza la tasa promedio r_{pt} formulada en (18).

Los resultados de la estimación de (17) son:

CUADRO 1. Estimación de la ecuación de Euler para México.

Ecuación (17)

Trimestral del segundo semestre de 1980 al cuarto trimestre de 2010.

Variable dependiente $\log(C_t)$

Método de estimación: Método generalizado de momentos (GMM)

Estadístico t entre paréntesis

Constante (A_0)	Versión a -0.09 (-0.4)	Versión b -0.043 (-0.2)
$\log C_{t-1}$ (A_1)	1.007 (47.2)	1.003 (46.2)
$\log(1+r)$ (A_2)	-0.054 (-2.57)	-0.056 (-3.13)
q_1 (A_3)	-0.034 (-4.63)	-0.033 (-4.41)
q_2	-0.01 (-1.2)	-0.01 (-1.5)
q_3	0.077 (9.66)	0.077 (9.44)
ρ estimada	0.054	0.056
$\ln(1+\theta)$ estimada	-1.66	-0.75
X^2 para $\ln(1+\theta)=0$	0.156	0.034
R^2	0.94	0.94
DW	2.16	2.19
$X^2(36)$	70.6	73.9
JB	0.67	0.53
Estadístico J	0.03	0.02
Prueba de validación de instrumentos de Sargan $X^2(8)$	1.77	2.56

X^2 : Estadístico X^2 para probar si $\ln(1+\theta)$ es distinto de cero; R^2 : Coeficiente de determinación; DW: Estadístico Durbin-Watson; $X^2(36)$: Estadístico de Box-Pierce del correlograma; JB: Estadístico Jarque-Bera. Instrumentos para la estimación de la versión a: $\log(C_{t-1})$, q_1 , q_3 , q_4 , $\log(1+r_{t-x})$ con $x = 1, 2, 3, 4, 5, 6$. Instrumentos para la estimación de la versión b: $\log(C_{t-1})$, q_1 , q_3 , q_4 , $\log(1+r_{pt-x})$ con $x = 1, 2, 3, 4, 5, 6$.

Los resultados de la estimación de la ecuación (17) muestran que hay una relación del logaritmo del consumo presente con el logaritmo del consumo futuro tal como lo predice la teoría. El coeficiente del logaritmo del consumo futuro es uno incluso en términos puntuales. También ocurre una relación negativa entre el logaritmo del consumo actual y el logaritmo del término $(1+r_t)$ que incluye

la tasa real de interés relevante, aunque el coeficiente es pequeño e indica una baja elasticidad de sustitución en el consumo.

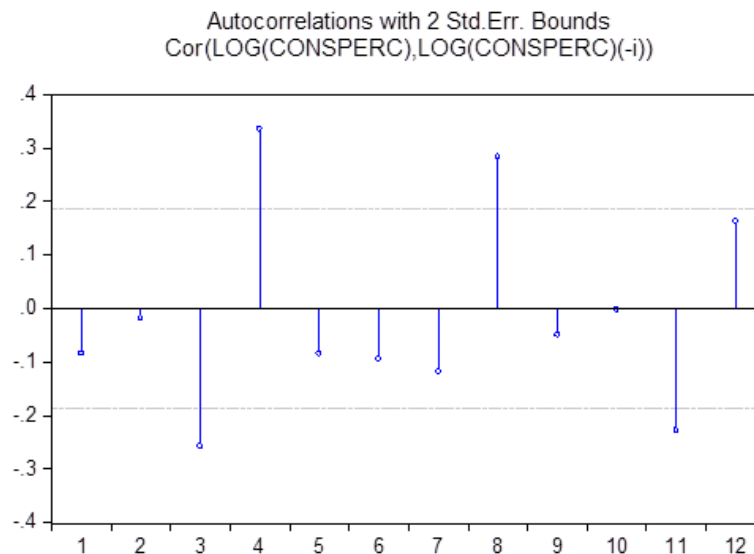
Las estimaciones del cuadro 1 indican que no es posible rechazar que el logaritmo de $(1 + \theta)$ sea cero, lo que implica que tampoco es posible rechazar que θ , la tasa de descuento intertemporal, sea cero. Estimaciones para otros países, por ejemplo en Brasil, también encuentran tasas estimadas subjetivas de descuento bastante pequeñas (ver por ejemplo Issler y Piqueira (2000)). Los críticos de las estimaciones lineales de la ecuación de Euler, como Carrol (2001) o Alan, Attanasio y Browning (2009), indican que las estimaciones lineales no pueden recuperar en forma correcta el parámetro θ .

El cuadro 1 también muestra que la clara estacionalidad que hay en el consumo per cápita, con una caída importante en el primer trimestre y un muy fuerte repunte en el último trimestre de cada año

Las versiones A y B proveen resultados muy similares. El utilizar la tasa que comienza el primer mes de cada trimestre, o un promedio de distintas tasas que comienzan en meses diferentes, no cambia en forma estadística ninguno de los resultados.

Un problema de la estimación de la ecuación (17) es que el estadístico Box-Pierce del correlograma muestra que los residuales de las regresiones no son ruido blanco. La inspección visual del correlograma valida el que aunque no existe autocorrelación de orden 1, si hay autocorrelación de orden superior, lo que puede observarse en la gráfica 3 del correlograma de la versión A estimada. (El correlograma de la versión B es muy similar.)

Gráfica 3. Correlograma de los residuales de la versión A estimada.



La existencia de autocorrelación en estimaciones que utilizan MGM no es un problema per se (ver por ejemplo Anatolyev (2005)). Esto se debe a que

los estimadores MGM son robustos a problemas de heterocedasticidad y correlación serial.⁹ Aun así, desde el punto de vista econométrico la presencia de correlación serial en los residuales puede causar problemas de endogeneidad. Esto se debe a que las variables instrumentales que se utilizan para llevar a cabo la estimación son muchas veces rezagos de las variables que intervienen en la regresión, las cuales no estarían correlacionadas con el error si éste fuera ruido blanco, pero podrían estar correlacionadas si el error tuviera algún comportamiento sistemático.

Los instrumentos que se utilizaron para estimar la ecuación (17) son efectivamente rezagos (ver la parte baja del cuadro 1). No obstante, el cuadro 1 muestra la prueba de validación de instrumentos de Sargan (ver Cuthbertson, Hall y Taylor (1992 p. 110)), la cual rechaza que haya correlación entre los instrumentos y el error.

En el caso que nos ocupa, la correlación serial indicaría que no hay expectativas racionales, pues el error no es aleatorio. De este modo, la ecuación (14) señalaría que los planes coinciden con las realizaciones sólo en largo plazo, pero que el error que se comete hoy tiene efectos sobre el error que se va a cometer en el futuro.

Otra probable razón por la que el error de la estimación de la ecuación (17) puede tener autocorrelación es porque podría haber variables omitidas. En estimaciones de ecuaciones de Euler para Estados Unidos varios autores se han visto en la necesidad de incorporar variables atrasadas de consumo para mejorar la estimación (ver por ejemplo Fuhrer (2000), Fuhrer y Rudebusch (2004), Fuhrer y Olivei (2004)). El incluir estos niveles de consumo pasado se justifica en razón de que grupos grandes de consumidores miran más al pasado que al futuro para decidir el consumo presente.

Con objeto de mejorar la estimación, y considerando lo que han hecho los autores mencionados, proponemos la estimación de la ecuación híbrida de Euler:

$$\ln C_t = A_0 + \sum_{i=1}^n A_i \ln C_{t-i} + A_{n+1} \ln C_{t+1} + A_{n+2} \ln(1 + r_t) + A_{n+3}q_1 + A_{n+4}q_3 + A_{n+5}q_4 + e_t \quad (19)$$

nuevamente esta ecuación se estima en sus dos versiones A y B.

Diversos ensayos econométricos sobre la ecuación (19) llevaron a estimar una ecuación menos general, la cual se especifica como

$$\ln C_t = A_0 + A_2 \ln C_{t-2} + A_3 \ln C_{t-3} + A_4 \ln C_{t-4} + A_6 \ln C_{t-6} + A_7 \ln C_{t+1} + A_8 \ln(1 + r_t) + A_9q_1 + A_{10}q_3 + A_{11}q_4 + e_t \quad (20)$$

⁹ Para diversas descripciones de las propiedades de los estimadores MGM ver Hansen y Singleton (1982), (1983), Arellano (2001), Anatolyev, (2005) y Bohn Nielsen (2005).

Los resultados de esta regresión se muestran en el cuadro 2

CUADRO 2. Estimación de la ecuación de Euler híbrida para México.

Ecuación 20.

Trimestral del segundo trimestre de 1980 al cuarto trimestre de 2010.

Variable dependiente $\log(C_t)$

Método de estimación: Método generalizado de momentos (MGMM)

Estadístico t entre paréntesis

	Versión A_0	Versión A_1	Versión B_0	Versión B_1
Constante (A_0)	0.06 (0.22)	0.24 (1.13)	0.132 (0.5)	0.24 (1.16)
$\log(C_{t-2})$ (A_2)	0.25 (3.25)	0.24 (2.87)	0.27 (3.8)	0.26 (3.34)
$\log(C_{t-3})$ (A_3)	-0.55 (-5.39)	-0.66 (-6.38)	-0.56 (-5.39)	-0.66 (-6.14)
$\log(C_{t-4})$ (A_4)	0.44 (5.10)	0.51 (5.83)	0.45 (5.33)	0.52 (6.02)
$\log(C_{t-5})$ (A_5)	-0.15 (-3.49)	-0.15 (-3.68)	-0.15 (-3.60)	-0.16 (-3.93)
$\log(C_{t-1})$ (A_7)	1.012 (13.4)	1.04 (14.4)	0.99 (14.6)	1.01 (15.9)
$\ln(1+r_t)$ (A_6)	-0.079 (-2.57)	-0.092 (-3.31)	-0.066 (-2.67)	-0.077 (-2.88)
q_1 (A_8)	-0.02 (-2.33)	-0.02 (-2.8)	-0.02 (-3.2)	-0.018 (-2.6)
q_2 (A_{10})	-0.002 (-0.25)	-0.003 (-0.34)	0.003 (0.35)	0.004 (0.44)
q_4 (A_{11})	0.038 (2.71)	0.02 (1.6)	0.037 (4.1)	0.024 (3.1)
p estimada	0.079	0.092	0.066	0.077
$\ln(1+\theta)$ estimado	0.75	2.6	2.0	3.1
X^2 para $\log(1+\theta)=0$	0.05	1.7	0.26	2.0
X^2 prueba de Wald para suma de coeficientes de rezagos de consumo igual a 0	0.06	0.5	0.0008	0.25
R^2	0.95	0.95	0.95	0.96
DW	1.96	2.16	2.04	2.25
$X^2(36)$	25.1	45.7	26.6	53.1
JB	8.1	2.2	7.9	1.7
Estadístico J	0.033	0.034	0.03	0.034
Prueba de validación de instrumentos de Sargan $X^2(13)$	2.8	3.9	3.0	4.1

X^2 : Estadístico X^2 para probar si $\ln(1+\theta)$ es distinto de cero; R^2 : Coeficiente de determinación; DW: Estadístico Durbin-Watson; $X^2(36)$: Estadístico de Box-Pierce del correlograma; JB: Estadístico Jarque-Bera. La versión A_0 y B_0 se corren con toda la muestra. A las versiones A_1 y B_1 se les quitan los datos del cuarto trimestre de 1994 y del cuarto trimestre de 2008, los cuales generan errores no normales. Instrumentos utilizados para la estimación de la versión a_0 y a_1 : $\log(C_{t-x})$ con $x = 1, 2, 3, 4, 5, 6$. $\log(1+r_{t-x})$ con $x = 1, 2, 3, 4, 5, 6, q_1, q_3, q_4$. Instrumentos utilizados para la estimación de la versión b_0 y b_1 : $\log(C_{t-x})$ con $x = 1, 2, 3, 4, 5, 6$. $\log(1+r_{pt-x})$ con $x = 1, 2, 3, 4, 5, 6, q_1, q_3, q_4$.

Para llevar a cabo la estimación de la ecuación (20) se corrieron cuatro regresiones: dos correspondientes a la versión A y dos a la versión B . La razón de esta decisión es que el uso de todos los datos generó residuales no normales (ver estadístico Jarque-Bera en las columnas de la versión A_0 y B_0). En las versiones A_1 y B_1 se eliminaron las observaciones del cuarto trimestre de 1994 y la del cuarto trimestre de 2008 que son las que causaban la no normalidad. Sin embargo, los demás resultados son bastante similares utilizando toda la muestra o quitando esos datos anómalos.

Los resultados generales de las cuatro regresiones del cuadro 2 muestran que el coeficiente del logaritmo del consumo futuro sigue siendo unitario y el coeficiente de la tasa real de interés sigue siendo negativo y su valor similar al de las regresiones del cuadro 1. Asimismo, no puede rechazarse que la suma de los coeficientes de los logaritmos del consumo rezagados sea cero.

Todos estos resultados son sorprendentes. En estimaciones híbridas de la ecuación de Euler para Estados Unidos (ver por ejemplo Fuhrer y Rudebusch (2004)) la inclusión de niveles pasados de consumo le resta valor al coeficiente del consumo futuro. En esos casos la suma de los coeficientes del consumo rezagado y del consumo futuro es la que se vuelve unitaria, mostrando, tal vez, que algunos consumidores tienen expectativas racionales y miran al futuro mientras que otros no las tienen, o tienen otro tipo de restricciones, y miran al pasado.

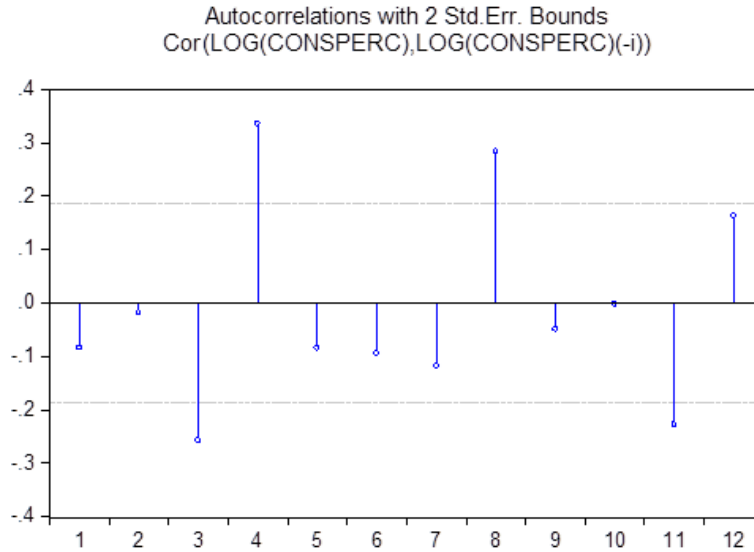
En el caso de México, el hecho de que el coeficiente del consumo futuro siga siendo unitario, y la suma de los coeficientes de los consumos rezagados sea cero, sugiere algo muy similar a lo que se había mencionado en la estimación de la ecuación original: Que hay un error no aleatorio entre los planes de consumo futuro y su realización. Ese error aparentemente depende de los consumos del pasado y se puede modelar atendiendo a dichos niveles.

En las estimaciones del cuadro 2 nuevamente no es posible rechazar que θ sea cero, si bien las estimaciones puntuales se incrementan notablemente en relación con las que se mostraron en el cuadro 1.

La estimación de la ecuación (20) que se muestra en el cuadro 2 corrige de manera notable la autocorrelación en relación con los resultados del cuadro 1 (ver estadísticos de Box-Pierce $X^2(36)$ en el cuadro 2). Como el error aparentemente se modela en relación a los consumos pasados, los resultados de los coeficientes del consumo futuro, el término que incluye la tasa de interés real $(1+r_t)$, y acaso la constante se modifican muy poco, lo que sugiere que la estimación de la ecuación (17) y los resultados del cuadro 1 son válidos para esos coeficientes.

La gráfica 4 muestra el correlograma de los residuales de la versión A_1 . Todas las autocorrelaciones parciales están dentro de los intervalos de confianza. Los correlogramas de las otras regresiones que se muestran en el cuadro 2 son muy similares.

Gráfica 4. Correlograma de los residuales de la versión A1 estimada (regresión 18).



4. Implicaciones de la existencia de una ecuación de Euler para México: la relación de largo plazo entre el consumo y el ingreso.

Varias son las implicaciones de que en México exista una ecuación de Euler para el consumo:

Una primera implicación es que la política fiscal pierde relevancia. La llamada equivalencia ricardiana impera y cambios en los impuestos en forma intertemporal no afectan al consumo (ver Blanchard y Fischer (1989 p. 129-130)).

Una segunda implicación posible, aunque no necesaria, es que se rompa la relación de largo plazo entre la trayectoria del consumo y la trayectoria del producto. Esto tal vez no pueda suceder en una economía cerrada pero ciertamente puede ocurrir en una economía abierta.

Cuando hay perfecta visión del futuro, la ecuación (13) de la sección 1 puede re escribirse de la siguiente manera:

$$\ln C_{t+1} - \ln C_t = \rho \ln(1 + r_t) - \ln(1 + \theta) \quad (21)$$

Lo que implica que el crecimiento del consumo está relacionado con la tasa de interés real y la tasa de descuento intertemporal. En una economía abierta al mercado de capitales la tasa de interés está fuertemente influida por la tasa externa de interés y en el límite está determinada por fuera, de modo que la trayectoria del consumo se vuelve independiente de otros factores internos. En cambio, en un modelo clásico la trayectoria del PIB se determina por factores

de oferta, como el crecimiento de la productividad, por lo cual las trayectorias del consumo y el PIB pueden ser, en teoría, diferentes.

Drazen y Helpman (1987) analizan este tema. Si el consumo se determina en forma independiente, entonces se crean niveles seculares de superávit o déficit de cuenta corriente, los cuales nunca se cierran. Esto no quiere decir que la economía se vuelva insolvente o rompa con las llamadas condiciones de transversalidad, pues aunque el crecimiento del consumo se determina por factores externos y exógenos, el nivel inicial se ajusta de tal modo que las condiciones de solvencia de la economía se cumplen en el muy largo plazo. Lo que sí puede suceder es que el consumo y el PIB muestren un divorcio de menor o mayor magnitud en sus trayectorias de largo plazo.

México tiene una economía muy abierta al exterior tanto en el comercio de bienes como en los movimientos de capital. Los resultados de este artículo muestran que hay un tipo de condición de Euler imperfecta, pero que en largo plazo podría operar en forma similar a la ecuación de Euler original. Estas son condiciones necesarias pero no suficientes para que el consumo y el PIB se divorcien. ¿Qué tan relacionadas están las tendencias de estas variables en México?

Puesto que el objetivo de este artículo es estimar la ecuación de Euler - lo que ya se hizo en la sección II de este trabajo- la pregunta anterior será contestada sólo de manera preliminar y parcial. Otros trabajos en el futuro deberán dilucidar más formalmente el problema, el cual tiene gran interés.

Al analizar las series de producto per cápita y consumo per cápita, se observa que la mayoría de las pruebas rechaza que estas variables sean estacionarias. El cuadro 3 muestra un resumen de diferentes pruebas para averiguar el grado de integración de las variables. Un tache implica que se rechaza que la variable sea estacionaria. Un asterisco implica que no puede rechazarse que la variable en cuestión sea estacionaria al 10%; dos asteriscos muestran la misma conclusión al 5% y tres asteriscos al 1%. Un guión indica que la prueba en cuestión no aplica.

CUADRO 3. Pruebas para averiguar el grado de cointegración del logaritmo del consumo per cápita y el logaritmo del producto per cápita.

Periodicidad trimestral. Del segundo trimestre de 1980 al cuarto trimestre de 2010.

Tipo de prueba	log (C _t)			log(Y _t)		
	Sin intercepto y sin tendencia	Con intercepto y sin tendencia	Con intercepto y con tendencia	Sin intercepto y sin tendencia	Con intercepto y sin tendencia	Con intercepto y con tendencia
ADF (6)	X	X	**	X	X	X
DF GLS (6)	-	X	*	-	X	X
P.P.	X	X	**	X	X	***
E.R.S	-	X	X	-	X	X
Ng-P	-	X	**	-	X	X

ADF: Prueba de Dickey-Fuller aumentada DF GLS: Prueba de Dickey-Fuller con las variables transformadas por el método de mínimos cuadrados generalizados (GLS por sus siglas en inglés). P.P.: Prueba de Phillips-Perron E.R.S: Prueba de Elliot-Rothemberg y Stock. Ng-P: Resumen de las pruebas de Ng y Perron. En todas las pruebas se utilizaron los rezagos que sugirió el programa E-Views 7.

Cuando se aplican las pruebas a las series sin tendencia, se rechaza sistemáticamente que las variables sean estacionarias. Aun con tendencia, la mayor parte de las pruebas rechaza que la serie del producto per cápita sea estacionaria. La prueba de Elliot-Rotemberg-Stock también rechaza que la serie del consumo per cápita sea estacionaria aun cuando se incluye una tendencia. Por lo anterior, se podría decir que las variables seguramente no son estacionarias en media y tal vez ni siquiera en la varianza.

Las mismas pruebas aplicadas a las primeras diferencias de las variables en cuestión no pueden rechazar en ningún caso que esas diferencias sean estacionarias. Lo anterior implica que las series del logaritmo del consumo per cápita y del producto per cápita son integradas de orden 1 (I(1)). Estas series podrían estar o no cointegradas. Si no lo están, eso sería una muestra que hay un cierto divorcio entre la tendencia del consumo per cápita y la correspondiente al producto per cápita. La razón de ese divorcio podría ser la existencia de una ecuación de Euler en el consumo y el hecho de que la economía mexicana está muy abierta al mercado de capitales.

Para averiguar qué tan relacionados están el consumo per cápita y el producto per cápita, se llevaron a cabo dos pruebas: la prueba de Johansen de cointegración (Johansen (1988)) y la prueba clásica de Engle y Granger (1987).

La prueba de Johansen indica que no hay cointegración entre el logaritmo del consumo per cápita y el logaritmo del producto per cápita bajo ninguna circunstancia. El cuadro 4 muestra el estadístico de la traza de la prueba de Johansen y el valor crítico al 5%. En todos los casos, incluso aquellos donde se incluyen tendencias lineales o cuadráticas, el estadístico de la traza está muy por debajo del valor crítico al 5%, lo que indica que es posible rechazar cointegración entre las variables analizadas

CUADRO 4. Pruebas de integración de Johansen entre el logaritmo del consumo per cápita y el logaritmo del producto per cápita.

Periodicidad trimestral. Del segundo trimestre de 1980 al cuarto trimestre de 2010.

Tipo de prueba	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5%
Sin intercepto y sin tendencia	5.4	12.3
Con intercepto y sin tendencia	6.8	20.3
Con intercepto y tendencia lineal	6.3	15.5
Con intercepto y tendencia cuadrática	13.3	18.4

La prueba clásica de Engle y Granger (1983) (ver Cuthbertson, Hall y Taylor (1992) capítulo 5) consiste en correr una regresión simple por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) entre el logaritmo del consumo per cápita y el logaritmo del producto per cápita.

Después se obtienen los residuales de esa regresión y se analiza si son o no estacionarios. Si lo son, no puede rechazarse que exista cointegración entre las variables. Si no son estacionarios, es posible rechazar cointegración.

La regresión de Engle y Granger da por resultado:

$$\log(C_t) = -1.3 + 1.1\log Y_t$$

El análisis de los residuales de la regresión se lleva a cabo de manera estrictamente análoga al análisis del cuadro 3, lo cual se observa en el cuadro 5.

CUADRO 5. Análisis sobre el grado de integración de Johansen de los residuales de la regresión de Engle y Granger entre el logaritmo del consumo per cápita y el del producto per cápita

Periodicidad trimestral. Del segundo trimestre de 1980 al cuarto trimestre de 2010.

	Sin intercepto y sin tendencia	Con intercepto y sin tendencia	Con intercepto y con tendencia
ADF(4)	X	X	X
DF-GLS(4)	-	X	X
P.P	***	***	***
E.R.S	-	X	X
Ng-P	-	X	X

ADF: Prueba de Dickey-Fuller aumentada DF GLS: Prueba de Dickey-Fuller con las variables transformadas por el método de mínimos cuadrados generalizados (GLS por sus siglas en inglés). P.P.: Prueba de Phillips-Perron E.R.S: Prueba de Elliot-Rothemberg y Stock. Ng-P: Resumen de las pruebas de Ng y Perron. En todas las pruebas se utilizaron los rezagos que sugirió el programa *E-Views* 7.

Todas las pruebas, excepto de la Phillips-Perron, rechazan que los residuales de la regresión de Engle y Granger sean estacionarios. El que dichos residuales no sean estacionarios refuerza los resultados de las pruebas de Johansen. La gran mayoría de las pruebas rechaza que haya cointegración entre el consumo per cápita y el PIB en los mismos términos.

La ausencia de cointegración entre el consumo per cápita y el PIB per cápita puede estar justificada por la existencia de la ecuación de Euler en un marco de alta movilidad de capitales. La hipótesis del ingreso permanente y el análisis empírico sobre las ecuaciones del tipo de Euler que comenzó Hall (1978) parecen ser relevantes para el caso de México.

5. Conclusiones

Este trabajo estima una ecuación de Euler para el consumo per cápita agregado de México. El resultado principal es que dicha ecuación puede estimarse y los coeficientes que se encuentran son acordes con la teoría. El consumo futuro tiene una gran influencia en el consumo presente, lo que indica que en México los agentes toman en cuenta el futuro para sus decisiones de consumo presente. Asimismo, la tasa real de interés tiene un efecto negativo-aunque pequeño- sobre el consumo presente, lo cual es acorde con la teoría del consumo desde Ramsey (1928).

Aun así, podría haber un error no aleatorio entre los planes de consumo futuro y las realizaciones de la misma variable, por lo que la presencia de expectativas racionales queda en entredicho.

Los datos disponibles no sólo avalan la ecuación de Euler para México, sino que en general rechazan que el consumo y el ingreso corriente- medido por el PIB- guarden una relación de largo plazo demasiado estrecha. Diversas

pruebas estadísticas rechazan que en México el PIB per cápita y el consumo en los mismos términos sean variables cointegradas. Esto puede suceder porque México es una economía muy abierta al mercado de bienes y capitales, lo que puede divorciar el consumo del ingreso.

La existencia de una ecuación de Euler para México es sorprendente básicamente porque existe la creencia generalizada de que hay múltiples restricciones en el mercado financiero (ver Castillo Ponce (2003) y Torres Verástegui y Cedillo Velásquez (2006)). Dichas restricciones podrían impedir la propia existencia de la ecuación de Euler y generar una relación entre el consumo y el ingreso más similar a la que plantea el modelo Keynesiano simple. Sin embargo, los datos muestran que es posible estimar la ecuación de Euler, por lo cual tal vez existan mecanismos financieros- algunos de ellos incluso informales- que reducen y, en algunos casos anulan, las restricciones financieras mencionadas. Analizar estos mecanismos en trabajos futuros sería de gran interés.

La estimación de la ecuación de Euler para México muestra que la tasa de interés real tiene un efecto negativo y significativo sobre el consumo per cápita. Sin embargo, dicho efecto es relativamente pequeño pues la elasticidad de sustitución (ρ) estimada está entre 0.05 y 0.1. Esto quiere decir que hay gran complementariedad en el consumo a lo largo del tiempo y que para fomentar el ahorro se necesitan incrementos elevados en la tasa real de interés. En modelos de crecimiento endógeno, como el de Rebelo (1991), el hecho de que la elasticidad de sustitución en el consumo sea pequeña implica un crecimiento económico reducido. Tal vez eso podría explicar en parte el bajo crecimiento económico de México en los últimos años.

Un ejemplo puede aclarar lo anterior. Cuando hay perfecta visión del futuro y tanto la tasa de interés como la tasa subjetiva de descuento son pequeñas, el crecimiento del consumo per cápita se da por la ecuación $\rho(r - \theta)$ (ver ecuación (21) y Rebelo (1991)). Para el caso de México, la elasticidad sustitución ρ estimada es de máximo 0.1 y el promedio de tasa real de interés entre 1980 y 2010 fue de 5%. Con una tasa de descuento que no puede rechazarse sea cero, eso daría un crecimiento anual del consumo per cápita estimado por el modelo de 0.5%. El crecimiento realmente observado para esta variable ha sido de 0.43% anual, que aparentemente no difiere estadísticamente de la estimación simple con la ecuación $\rho(r - \theta)$. De acuerdo a este análisis, la baja elasticidad de sustitución en el consumo podría ser uno de los determinantes del bajo crecimiento del consumo per cápita y probablemente del crecimiento del propio PIB per cápita en México.

Si de verdad existe una ecuación de Euler en el consumo para México- la cual puede explicar más el consumo que una posible función de corte keynesiano- será necesario no sólo estimar más certeramente dicha ecuación, sino entender sus implicaciones. Este tipo de relaciones revelan un sistema financiero más eficiente de lo que se creía. Esto implica ventajas en términos de generar más recursos para la inversión productiva pero también implica desventajas. En general el sistema puede ser más vulnerable a generar situaciones insostenibles de la cuenta corriente. Entender cómo funciona el consumo puede ayudar a crear una regulación financiera que reduzca riesgos de crisis en el futuro.

El artículo presenta algunas limitaciones que hay que señalar:

La primera es que aun cuando se cubren 31 años de análisis, el número de observaciones es cercano a 120. Si bien no es un número pequeño, tampoco es demasiado grande. Algunas pruebas estadísticas que trabajan bajo el supuesto de muestras de gran tamaño podrían tener algún sesgo. El incluir el pasado podría modificar los resultados. Desafortunadamente no hay más datos para ampliar la muestra.

Una segunda limitación es que durante el período de análisis hubo diversas crisis macroeconómicas (en 1982, 1987, 1994-1995). Tal vez en esos sub períodos la especificación del consumo pudo haber cambiado. Hacer un análisis por períodos sería de interés. Sin embargo, el problema es que las muestras por períodos tendrían pocas observaciones.

Una tercera limitación es la de suponer una función de utilidad iso elástica, la cual cubre un buen número de casos pero no todos. La función iso elástica se convierte en una de bienes perfectamente complementarios cuando la elasticidad sustitución ρ es cero; es la función logarítmica cuando $\rho = 1$ y sería una función lineal cuando ρ tiende a infinito. Sin embargo, si la función de utilidad verdadera fuera una función exponencial, eso no lo cubriría la función iso elástica (ver Blanchard y Fischer (1989 p. 44)). En dicho caso los resultados econométricos podrían estar sesgados. Aunque un gran número de autores utiliza la función iso elástica, una posibilidad para el futuro sería estimar una ecuación tipo Euler no paramétrica, la cual permitiera inferir la función de utilidad ex post y no ex ante.

Bibliografía

- Alan, S. O. Attanasio and M. Browning (2009). Estimating Euler Equations with Noisy Data: Two Exact GMM Estimators. *Journal of Applied Econometrics*, 24, pp. 309-324.
- Anatolyev, S (2005). GMM, GEL, Serial Correlation and Asymptotic Bias. *Econometrica*, 73(3), pp. 983-1002.
- Ando, A and F. Modigliani (1963). The Life Cycle Hypothesis of Savings: Aggregate Implications and Tests. *American Economic Review*, 53(1), pp. 55-84.
- Arellano, M (2001). Sargans Instrumental Variable Estimation and GMM. CEMFI. Working Paper 0110. Madrid, España.
- Attanasio, O and H. Low (2002). Estimating Euler Equations. The Institute for Fiscal Studies. Working Paper 02/06. Londres, Inglaterra.
- Banco de México (Noviembre de 2011) Estadísticas. En <http://www.banxico.org.mx/-estadísticas/index.html>
- Blanchard, O and S. Fischer (1989). Lectures on Macroeconomics. The MIT Press. Cambridge, Massachusetts.
- Bohn Nielsen, H. (2005). Generalized Method of Moments Estimation. En [http://www.econ.ku.dk/metrics/Econometrics205 II/LectureNotes/gmm.pdf](http://www.econ.ku.dk/metrics/Econometrics205%20II/LectureNotes/gmm.pdf). Consultado en Noviembre de 2011.
- Carrol, C. D. (2001). Death of the Log Linearized Consumption Euler Equation! (And very poor Health of the Second Order Approximation). *Advances in Macroeconomics*, 1(1), pp. 1-32.
- Castillo Ponce, R. (2003). Restricciones de liquidez, canal de crédito y consumo en México. *Economía Mexicana*, Nueva Época, 12 (1), pp. 65-101.
- Cuthbertson, K, S. Hall and M. Taylor (1992). Applied Econometric Techniques. Harvester Wheatsheaf.
- Davidson, J, D. Hendry, F. Srba and S. Yeo (1978). Econometric Modelling of the Aggregate Time Series Relationship Between Consumer's Expenditure and Income in the United Kingdom. *Economic Journal*, 88, pp. 691-692.

- Drazen, A and E. Helpman (1987). Stabilization with Exchange Rate Management. *Quarterly Journal of Economics*, 102, pp. 835-855.
- Engle, R and C. Granger (1987). Co-integration and Error Correction Representation, Estimation and Control. *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- Fondo Monetario Internacional (Septiembre 2011). World Economic Outlook. En <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2011/02/weodata/index.aspx>
- Friedman, M. (1957). The Theory of Consumption Function. Princeton University Press.
- Fuhrer, J. C (2000). Habit Formation in Consumption and its Implications for Monetary Policy Models. *American Economic Review*, 90, pp. 367-390.
- Fuhrer, J. C and G. D. Rudebusch (2004). Estimating the Euler Equation for Output. *Journal of Monetary Economics*, 51(6), pp. 1133-1153.
- Fuhrer, J. C and G.P. Olivei (2004). Estimating Forward Looking Euler Equations with GMM Estimators. *Federal Reserve Bank of Boston*. Working Paper 04-2. Boston, Massachusetts.
- Gómez-Zaldívar, M and D. Ventosa Santaularia (2009). Bilateral Relationship between Consumption and GDP in Mexico and the USA: A Comment. *Applied Econometrics and International Development*, 9(1), pp. 77-90.
- González García, J. (2002). La Dinámica del Consumo Privado en México: Un Análisis de Cointegración con Cambios de Régimen. Banco de México. Documento de Investigación. México.
- Habibullah, M, P. Smith and W. Azman Saini (2006). Testing Liquidity Constraints in 10 Asian Developing Countries.: An Error Correction Model Approach. *Applied Economics*, 38, pp. 2535-2543.
- Hall, R (1978). Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy*, 86(6), pp. 971-987.
- Hansen, L. P and K. Singleton (1982). Generalized Instrumental Variables of Non Linear Rational Expectations Models. *Econometrica*, 50(5), pp. 1269-1286.
- Hansen, L. P and K. Singleton (1983). Stochastic Consumption, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Asset Returns. *Journal of Political Economy*, 91(21), pp.249-265.
- Hendry, D.F (1983). Econometric Modelling: The Consumption Function in Retrospect. *Scottish Journal of Political Economy*, 30, pp. 193-220.
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI) (Noviembre de 2011). Banco de Información Económica. En <http://dgcnesp.inegi.org.mx/bdiesi/bdie.html>
- Issler, J. V and N. Piqueira (2000). Estimating Relative Risk Aversion, the Discount Rate and the Intertemporal Elasticity of Substitution in Consumption from Brazil Using Three Types of Utility Functions. *Brazilian Review of Econometrics*, 20, pp. 201-239.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- Keynes, J. M (1936). The General Theory of Employment, Interest and Money. Harcourt.
- Mashi, R. and S. Peters (2010). A Revisitation of the Savings-Growth Nexus in Mexico. *Economic Letters*, 107(3), pp. 318-320.
- Ramsey, F. (1928). A Mathematical Theory of Saving. *Economic Journal*, 38(152), pp. 543-559.
- Rebelo, S. (1991). Long Run Policy Analysis and Long Run Growth. *Journal of Political Economy*, Vol 99, 500-521.
- Rudebusch, G. D (2002). Assessing Nominal Income Rules for Monetary Policy with Model and Data Uncertainty. *Economic Journal*, 112, pp. 1-31.
- Torres Verástegui, J. L and R. Cedillo Velásquez (2006). Consumption Smoothing and the Current Account: Evidence from Mexico, 1980-2005. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, 6(2), pp. 17-23.
- Venegas-Martínez, F. (2000). Utilidad, Aprendizaje y Estabilización. *Gaceta de Economía*, 10, pp. 153-169.
- Villagómez, A y J. I. Hernández (2009). Impacto de la Reforma al Sistema de Pensiones en México. *Economía Mexicana*, Nueva Época, 19(2), pp. 271-310.