

SUAVIZACIÓN DEL CONSUMO EN ARGENTINA

Pablo J. Mira (IIEP UBA-CONICET)

Nicolás Bertholet (IIEP UBA-CONICET)

Resumen

Se evalúan los determinantes del consumo privado agregado en Argentina, utilizando modelos VEC y VAR para una base de datos anual (1950-2022) y luego una trimestral (1993-2022). Los resultados no parecen dar sustento al modelo teórico tradicional que asocia el crecimiento del consumo con variaciones en la tasa de interés real. Nuestras estimaciones indican en cambio que la propensión marginal a consumir en tasas del ingreso es 0.92 (serie anual) y 1.38 (serie trimestral). Además, los ejercicios de impulso-respuesta verifican que las perturbaciones en el ingreso se trasladan al consumo de manera inmediata y con mucha intensidad, completándose en apenas un año en la serie anual, y en medio año en la serie trimestral. La prescripción general es que si el sector privado no suaviza su gasto ante cambios en el ingreso, debe hacerlo el sector público mediante la política anticíclica.

Abstract

The determinants of aggregate private consumption in Argentina are evaluated using VEC and VAR models for an annual database (1950-2022) and later a quarterly one (1993-2022). The results do not seem to support the traditional theoretical model that associates consumption growth with changes in the real interest rate. Instead, our estimates indicate that the marginal propensity to consume out of income is 0.92 (annual series) and 1.38 (quarterly series). Additionally, the impulse-response exercises confirm that income shocks are transmitted to consumption immediately and with great intensity, completing the adjustment in just one year in the annual series, and in half a year in the quarterly series. The general prescription is that if the private sector does not smooth its spending in response to changes in income, the public sector should do so through countercyclical policy.

CODIGO JEL: E21, E32

Palabras Clave: Consumo, Suavización, Argentina

I. Introducción

La hipótesis tradicional del consumo intertemporal predice que tiende a ser suavizado en relación con el ingreso. Específicamente, la hipótesis se cristaliza en la observación de que la variación del gasto corriente no debería estar asociada con la variación del ingreso corriente. Pero en la práctica, varias investigaciones han encontrado difícil verificar empíricamente esta teoría.

En este trabajo intentamos documentar mediante técnicas econométricas y dos conjuntos de datos complementarios que los argentinos no se caracterizan por suavizar su gasto ante impactos en el ingreso transitorio. La motivación es directa: durante los últimos 75 años Argentina ha experimentado ciclos que pueden considerarse de los más amplificadas del mundo. Esta dinámica es consistente con un comportamiento del consumo que, lejos de compensar los cambios en el ingreso corriente, los acompaña de manera inmediata y significativa. Una investigación anterior de uno de los autores ([Mira \(2022\)](#)) calcula la propensión marginal a consumir de las tasas de crecimiento de un grupo de 59 países de ingreso medio y alto para el período 1980-2016, y con un valor de 1.2 Argentina ocupa el primer lugar en esta relación. Un repaso directo de los datos de consumo e ingreso en Argentina desde 1950 arroja una correlación en tasas superior a 0.9 anuales entre consumo privado e ingreso en la serie anual, y de 0.78 según la serie trimestral. Además, los datos trimestrales indican una volatilidad notable de la serie de consumo privado, que exhibe un coeficiente de variabilidad de 5.1 veces su media, mientras que el ingreso bruto nacional disponible tiene un coeficiente de 5.3 veces.

Las variables que incorporamos al modelo constituyen una versión simplificada de las dos teorías extremas de las variaciones en el consumo de corto plazo. En la versión “keynesiana pura” el consumo inmediato es determinado por el ingreso corriente, mientras que en la versión “friedmaniana” del ingreso permanente y sus extensiones modernas, el ingreso corriente no ocupa un rol relevante y se espera, de acuerdo con la ecuación de Euler, que las fluctuaciones en el consumo se asocien a cambios en la tasa de interés real.

Nuestra investigación empírica para identificar qué estructura formal responde mejor a los datos se concreta estudiando, por un lado, información agregada anual de consumo privado y sus determinantes desde 1950 hasta 2022. Para corroborar los resultados, analizamos luego una serie con información trimestral con similares determinantes desde 1993 hasta 2022.

Los datos se evalúan utilizando técnicas econométricas de modelos VEC (*Vector Error Correction*) y VAR (*Vector Auto-Regression*). Los resultados que se obtienen son contundentes. Tanto en la serie anual como en la trimestral la propensión marginal en tasas del ingreso resultan significativas y muy elevadas (0.92 y 1.38 respectivamente). Además, los ejercicios de impulso-respuesta verifican que las perturbaciones en el ingreso se trasladan al consumo de manera inmediata e intensa, completándose en apenas un año y dos trimestres, respectivamente.

El examen empírico confirma, por lo tanto, que la tasa de crecimiento del consumo viene determinada exclusiva y significativamente por la tasa de crecimiento del ingreso corriente, y no se encuentra un rol claro para la tasa de interés real. Los resultados no pretenden únicamente identificar la teoría más propicia para explicar el consumo, sino dar cuenta de las respuestas extremas que muestra la dinámica del gasto en Argentina respecto del ingreso, y que contribuyen a explicar la amplificación de los ciclos de actividad que se vienen observando desde hace mucho tiempo. La prescripción general que se deriva del análisis es inmediata: si el sector privado no suaviza su gasto ante cambios en el ingreso, debe hacerlo el Estado mediante la política económica anticíclica.

El artículo se organiza como sigue. La sección II describe las hipótesis tradicionales del consumo y su relación con el ciclo económico. La sección III presenta el análisis empírico que investiga cuál de esas hipótesis responde con mayor eficacia la pregunta acerca de las amplificaciones del ciclo en Argentina. La sección IV concluye y establece algunas hipótesis complementarias sobre las razones de estas fluctuaciones tan pronunciadas en el consumo.

II. Teorías Tradicionales del Consumo

El modelo de comportamiento de consumo dominante hasta los 50s se inspiraba en la “ley psicológica fundamental” mencionada por [Keynes \(1936\)](#) donde el consumo podía representarse como una función lineal del ingreso, medidos ambos en niveles reales. La respuesta teórica a esta visión simplificada (según algunos “miope”) fue el desarrollo de los modelos de Ciclo de Vida ([Modigliani and Brumberg \(1954\)](#)), y de Ingreso Permanente ([Friedman \(1957\)](#)), que pueden fundirse en lo que llamaremos aquí el “Modelo Canónico” del consumo. El modelo más simple que formaliza las ideas anteriores parte de la siguiente función de utilidad:

$$u = v_1(c_1) + v_2(c_2) + \dots + v_T(c_T) \quad (1)$$

Las (sub)funciones de utilidad $v_t(\cdot)$ son crecientes y cóncavas en el consumo c_t , y como es evidente, también son aditivas. El individuo representativo maximiza esta función sujeta a la restricción presupuestaria intertemporal que iguala el valor actual de ingresos y consumos a lo largo de la vida:

$$\sum_1^T \frac{c_t}{(1+r)^t} = A_1 + \sum_1^T \frac{y_t}{(1+r)^t} \quad (2)$$

Donde y_t es el ingreso, A_1 la riqueza en el período inicial, T el último año de vida y r la tasa de interés. La condición de primer orden es:

$$\lambda_t(c_t) = v'_t(c_t) = \mu(1+r)^{-1} \quad (3)$$

Donde $\lambda_t(c_t)$ es la utilidad marginal del consumo y μ es el multiplicador de Lagrange de la restricción presupuestaria. Si especificamos la (sub)función de utilidad intertemporal incorporando una tasa de preferencia temporal δ , entonces la ecuación anterior deviene:

$$\lambda_t(c_t) = v'_t(c_t) = \mu \left(\frac{1+\delta}{1+r} \right)^t \quad (4)$$

Las implicancias de esta versión básica del Modelo Canónico son directas. Como la utilidad marginal del consumo es decreciente, el consumo presentará una dinámica creciente si la tasa de interés es mayor, o si la tasa de preferencia es menor. Si ambas son iguales, el consumo será igual en todos los períodos.

La versión macro de este marco teórico fue presentada por Milton Friedman como la Hipótesis del Ingreso Permanente, que parte de presuponer que el consumo actual no depende únicamente de los ingresos actuales sino también de los futuros. Esta simple idea, sumada a la hipótesis de maximización intertemporal del consumo con una utilidad marginal decreciente, predice que el perfil de consumo debería ser más suavizado que el perfil de ingresos, y que ambos deberían coincidir en el largo plazo.

Esta modelización predice por tanto que el consumo debería contribuir a suavizar más que a profundizar las perturbaciones en el ingreso. Tras algunas observaciones empíricas negativas, desarrollos posteriores investigaron posibles violaciones

a algunos de los supuestos del modelo, siendo la visión tradicional asumir la existencia de restricciones de liquidez (Hall and Mishkin (1982)). Un hogar se considera restringido si desea tomar crédito pero no puede hacerlo. Así, el consumo presente será demasiado bajo en relación al futuro y, en el período siguiente cuando se recupera el ingreso, el consumo será más elevado, estableciendo una relación más cercana entre ambos a lo largo del ciclo. Otro desarrollo del Modelo Canónico fue la inclusión formal del motivo precautorio del ahorro (Carroll (1992), Carroll and Samwick (1997)) que extiende el modelo a situaciones de riesgo e incertidumbre. Carroll sostiene que si la variación futura esperada en el consumo es riesgosa, el consumo actual debería ser menor, y el ahorro mayor.

La afirmación fundamental del Modelo Canónico es entonces que cambios en el consumo agregado no pueden ser pronosticados mediante el ingreso corriente o pasado, pues esta información ya debería estar incorporada al gasto presente. Varias investigaciones empíricas, aunque no todas, parecen no consistir con esta predicción. Los análisis *cross-section* indican una reducción brusca del consumo tras el retiro (Hamermesh (1984), Banks et al. (1998), Smith (2006), Bernheim et al. (2001), Haider and Stephens (2007), Fisher et al. (2005), Olafsson and Pagel (2018)). El estudio de situaciones de caídas anticipables del ingreso revelan que el consumo acompaña esta baja (Ganong and Noel (2015), Kueng (2018), Souleles (1999), Shapiro and Slemrod (2003), Johnson et al. (2006), Padula (1999)). En un amplio trabajo de recopilación, Fuchs-Schundeln and Hassan (2016) evalúan 25 investigaciones empíricas del Modelo Canónico a partir de experimentos naturales y encuentran mayormente evidencia que la contradice, aunque con un par de excepciones (Agarwal and Qian (2014) y Hsieh (2003)).

Como señalamos, estos hallazgos podrían ser el resultado de la presencia de restricciones de liquidez. Pero la evidencia disponible en este sentido no es fácil de interpretar, pues tiende a concluir que los restringidos son, no casualmente, aquellos que tienen menos riqueza, es decir, el grupo que con mayor probabilidad será considerado insolvente. Por otro lado, una consideración teórica relevante es que en entornos estructuralmente no demasiado cambiantes, agentes racionales deberían anticipar las dificultades de acceso al crédito y ahorrar más en los períodos previos, manteniendo la suavización. La única restricción de liquidez que afecta el consumo es la sorpresiva.

En cuanto al motivo precautorio, algunos trabajos empíricos encuentran alguna evidencia favorable, pero se concentra en países desarrollados, un ámbito más

flexible para adoptar una estrategia de cobertura frente al riesgo. El problema con esta hipótesis es que admite varias interpretaciones alternativas. En un entorno más incierto el individuo podría directamente abandonar el plan óptimo de ahorro, pues se vuelve estéril todo intento de cálculo. Otra posibilidad es que en contextos inciertos las estrategias de cartera con el ahorro se vuelvan más complejas y riesgosas que las estrategias para optimizar el consumo.

En este artículo nos concentrarnos entonces en las dos variables fundamentales para caracterizar el consumo agregado privado en Argentina: por un lado la relación entre ingreso y consumo corrientes, y por el otro el rol de la tasa de interés real en la determinación del gasto. Esta selección deja deliberadamente de lado algunas variables potencialmente explicativas. Por un lado, la ecuación de Euler incluye la preferencia temporal, cuyos cambios modificarían la evolución del consumo (mayor preferencia temporal implica reducciones en la tasa de crecimiento del consumo), pero normalmente no es tenida en cuenta, debido a la dificultad de contar con datos (ver Anexo) y también porque parece poco plausible que se produzcan cambios importantes de este parámetro a lo largo del ciclo. Por el otro, asumimos que las restricciones de liquidez, en el caso de Argentina, no sorprenden a los agentes. Un sistema financiero históricamente limitado, durante muchas décadas sobrerregulado, y sistemáticamente anémico durante las recesiones, implica que los agentes no esperan contar con financiamiento para sostener el consumo durante los malos tiempos.

III. Suavización: Investigación Empírica

III.1. Antecedentes

Existen tres aproximaciones econométricas relacionadas con las estimación del consumo agregado que nos interesa repasar, todas concentradas en el caso argentino. Una corresponde a [Galiani and Sanchez \(1995\)](#), que aplican la estrategia econométrica debida a [Hendry \(1992\)](#). Con datos trimestrales de Argentina 1977-1990, Galiani y Sánchez estiman el consumo como función del ingreso corriente, la inflación y el propio consumo rezagados hasta 5 períodos. Los resultados indican una dependencia significativa del consumo respecto del ingreso corriente (0,83) y de la tasa de inflación (0,012).

La segunda aproximación es la tesis doctoral de Lorena Garegnani ([Garegnani \(2005\)](#)), quien tanteó diversas alternativas para la función consumo. La estimación que se relaciona con nuestro trabajo refiere al período 1980-2004, y examina si durante ese lapso la cointegración entre consumo e ingreso se debe a (i) las restricciones de liquidez ó (ii) los efectos riqueza. El primer efecto es conocido, y los efectos riqueza refieren a la posibilidad de que los agentes económicos fallen en la estimación de su riqueza futura, asociando excesivamente la evolución del consumo presente al ingreso presente.

El modelo inicial, que se testea para el período 1980-2000, incluye como explicativas el ingreso, el tipo de cambio real y los activos líquidos. Las restricciones de liquidez se incorporan a partir de un Modelo de Corrección de Errores:

$$E_{t-1}[y_t] - c_{t-1} = E_{t-1}[Dy_t] + y_{t-1} - c_{t-1} \quad (5)$$

Sin embargo, los datos no logran sostener esta especificación. Otra estrategia para aproximar las restricciones de liquidez consistió en diferenciar las subas cíclicas del ingreso de las bajas, pero los resultados tampoco fueron positivos. Solo al extender el modelo hasta 2004 se encuentra algún rol para las restricciones de liquidez en el modelo. Como alternativa, Garegnani propone que la co-integración entre consumo e ingreso se debe a la incorporación de variables diferentes del ingreso en la percepción de la riqueza. Para las variables finalmente incorporadas como potenciales determinantes de la riqueza, se encontraron efectos (negativos) sobre el consumo del tipo de cambio real, y efectos (positivos) de una variable que estima el error como la diferencia entre el último máximo cíclico del ingreso y el ingreso actual.

El tercer antecedente relevante es el artículo de [Gay \(2005\)](#), quien estudia el comportamiento del consumo de Argentina para el período 1927-2003 (datos anuales). La particularidad de la función consumo propuesta es que permite la sustitución entre gasto en bienes transables y no transables, de modo que el consumo depende además del tipo de cambio real (especificado como el precio relativo transables / no transables). Gay desagrega el efecto del tipo de cambio sobre el consumo en intereses sobre activos netos (efecto

positivo sobre el consumo); productividad de los transables (efecto positivo); productividad de los no transables (efecto negativo); y términos de intercambio (efecto positivo). La derivación teórica del modelo demuestra que en una economía abierta el tipo de cambio real es una variable que debe considerarse para la determinación del consumo. El trabajo encuentra que la elasticidad logarítmica PIB-consumo en Argentina resulta ser igual a 1. Las conclusiones son consistentes con los resultados de otros estudios que consideran que la renta nacional disponible es el único determinante a largo plazo del consumo privado, pero además el trabajo desagrega la renta nacional según sus fuentes. Un aumento del 10% en el PIB permanente genera un aumento del 10% en el consumo permanente, pero el mismo porcentaje de aumento en la productividad del sector transable produce un aumento de apenas el 1,7% en el consumo a largo plazo. Esto significa que la fuente de aumento de la renta permanente es relevante.

III.2. Estrategia Econométrica y Modelos

En este trabajo pretendemos testear la forma funcional del consumo agregado privado en Argentina. De acuerdo al análisis realizado en la sección II, circunscribimos al análisis el efecto del ingreso (disponible) y de la tasa de interés real, sin considerar la tasa de impaciencia ni otras variables como las que aproximan las restricciones de liquidez o las fallas en la percepción del ingreso permanente.

Como anticipamos, las estimaciones se basan en dos series de datos. La primera incluye datos anuales entre 1950 y 2022 de consumo privado, producto bruto interno y tasa de interés real. La segunda se conforma con datos trimestrales desestacionalizados entre 1993 y 2022 de consumo privado, ingreso bruto nacional disponible y tasa de interés real (ver detalles en Anexo).

La estrategia metodológica involucra utilizar un modelo VECM (*Vector Error Correction Model*) y un modelo VAR (*Vector Auto-Regression model*). Supongamos que tenemos el siguiente VAR en forma reducida:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t$$

donde las variables individuales son $I(1)$ o $I(0)$. Al restar y_{t-1} a cada miembro, este sistema puede ser expresado como un VECM en forma reducida:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta_1 y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t \quad (6)$$

donde

$$\begin{aligned} \Pi &= -(I_k - A_1 - \dots - A_p) \\ \Gamma_i &= -(A_{i+1} + \dots + A_p) \quad i = 1, \dots, p-1 \end{aligned}$$

Como a la izquierda de la igualdad de (6) tenemos a Δy_t que es estacionaria, del lado derecho de la ecuación también deberíamos tener estacionariedad. Sin embargo, y_{t-1} no es estacionaria por lo que definimos:

$$\Pi = \alpha \beta'$$

tal que β es la matriz de cointegración y α la *loading matrix* (matriz de carga), que indica cuán rápido se corrigen los desvíos del equilibrio a largo plazo. El rango (r) de la matriz Π se conoce como el rango de cointegración, e indica el número de relaciones linealmente independientes de Π .

Para la estimación del VECM anual, el vector de variables endógenas utilizadas son el consumo privado real (en logaritmos), el PIB (en logaritmos) y la tasa de interés real. En el caso del VECM trimestral se utilizan el consumo privado (en logaritmos), ingreso bruto nacional disponible (en logaritmos) y la tasa de interés real.

Para la determinación del orden de cointegración r apelamos, como se hace usualmente, al test de Johansen, que evalúa para cada orden de integración la hipótesis nula de no cointegración. El primer rango de cointegración que no puede ser rechazado se considera como el verdadero rango de cointegración. Si, por ejemplo, para $r = 0, 1$ se rechaza H_0 pero para $r = 2$ no, sería éste el orden de integración.

Tras estimar el vector de cointegración vamos a estimar un VAR en diferencias, a fin de poder computar las funciones impulso-respuesta y la descomposición de varianza. Para analizar el impacto de las perturbaciones del PIB

y de la tasa de interés real sobre el consumo privado, se estima un modelo VAR(p) de orden p con m variables exógenas que se puede escribir como:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + B X_t + \epsilon_t \quad (7)$$

donde Y_t es un vector de $K \times 1$ variables endógenas, los términos A_j son matrices de coeficientes de $K \times K$, X_t es un vector de $M \times 1$ variables exógenas; B es un vector de coeficientes de $M \times K$ y ϵ_t son los términos de error.

El modelo VAR estimado está conformado por un vector de tres variables endógenas: $Y_t = (dLY_t \ R_t \ dLC_t)'$

donde dLY_t y dLC_t denotan la diferencia logarítmica del PIB y del consumo privado, respectivamente y R_t es la tasa de interés real.

Antes de estimar el modelo, se testean el orden de integración de cada variable después de tomar logaritmos. Utilizando pruebas de Dickey-Fuller aumentada y Phillips-Perron, se concluyeron que todas las series eran integradas de orden 1 y se procedió a diferenciar cada una de ellas para transformarlas en estacionarias.

III.3. Estimaciones e Interpretación de Resultados

Los modelos a estimar van a utilizar como variables endógenas la evolución del consumo privado, el ingreso (PIB) y la tasa de interés real anuales desde 1950 hasta 2022. A fin de corroborar los resultados econométricos, se estima un VAR trimestral utilizando las series trimestrales desestacionalizadas de consumo privado, ingreso bruto nacional disponible y tasa de interés real. Los detalles acerca de las fuentes y los metadatos pueden encontrarse en el Anexo.

Como explicamos en los párrafos anteriores, antes de proceder a estimar el VECM debemos establecer el número de relaciones de cointegración a partir del test de Johansen. El test rechaza la hipótesis nula de $r = 0$ al 1% y luego no rechaza que $r \leq 1$ al 5% lo que implica que exista una única relación de cointegración entre las tres variables.

Test de cointegración de Johansen. Traza				
a	test	10pct	5pct	1pct
$r \leq 2$	2.30	6.50	8.18	11.65
$r \leq 1$	9.97	15.66	17.95	23.52
$r = 0$	35.53	28.71	31.52	37.22

Tabla 1: Test de cointegracion

Tabla 2: Relaciones de cointegración

ect1	
IC.11	1
IY.11	-0,920
R.11	-0,956

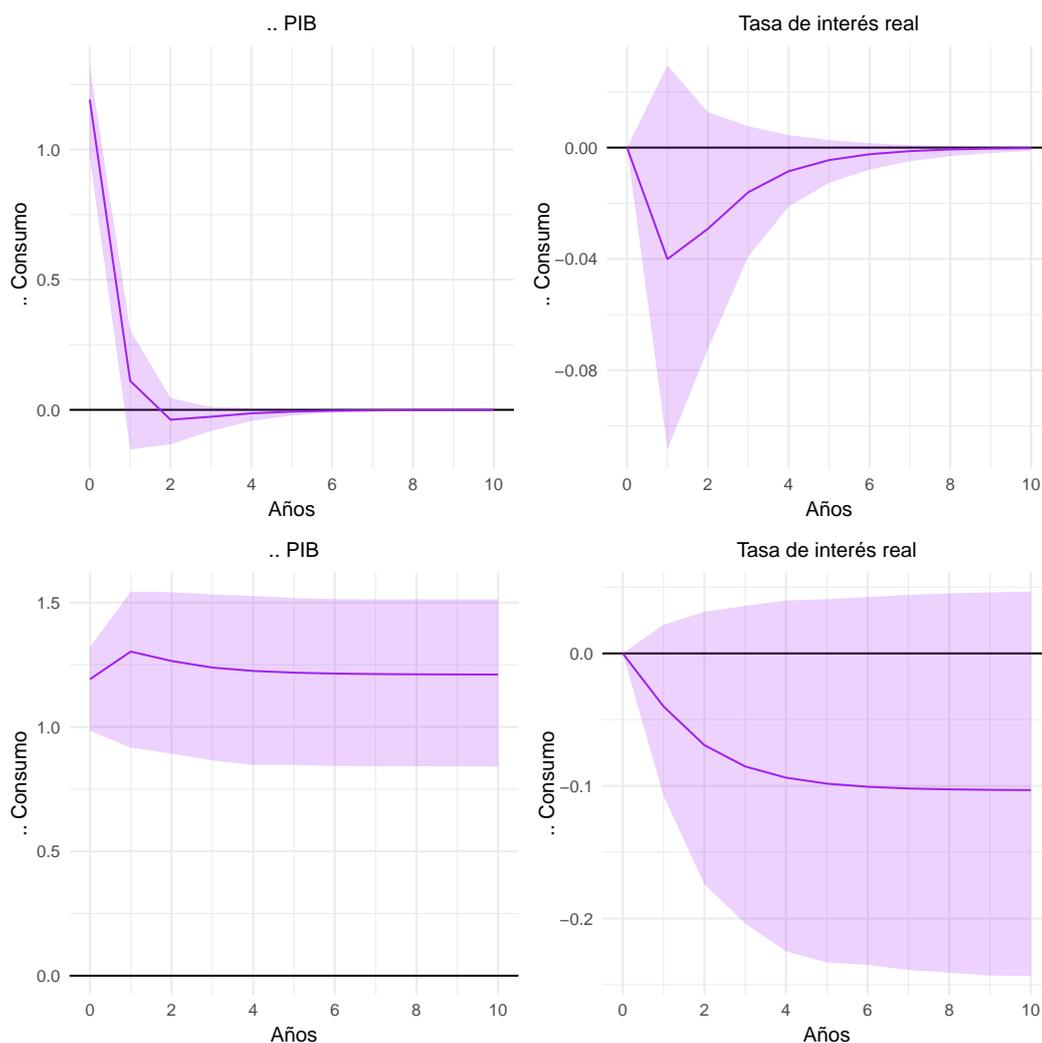
El primer resultado de interés es que el modelo VECM permite estimar el parámetro β , cuyo resultado es 0.92, un valor que está en línea con el coeficiente de correlación entre tasas de variación del ingreso y el consumo para los datos anuales.

Para computar las funciones impulso-respuesta y la descomposición de varianzas se utiliza el modelo VAR en diferencias presentado en la sección anterior. Esta construcción permite observar el efecto de un shock del ingreso y de la tasa de interés real sobre el consumo privado.

La Figura 1 muestra que, en la serie anual, un shock de un 10% en la tasa de crecimiento del ingreso aumenta inicialmente la tasa de crecimiento del consumo en 11,9%, efecto que luego se diluye con velocidad. De hecho, en términos acumulativos la suba llega a un máximo de 13% en un año, para luego converger a 12%. Este resultado confirma que los cambios en el ingreso transitorio afectan de manera inmediata y muy significativa al consumo de corto plazo, y que sus efectos en el tiempo desaparecen con rapidez. Estos resultados son congruentes con la relación de la propensión marginal a consumir estimada para Argentina en [Mira \(2022\)](#).

Mientras tanto, la descomposición de la varianza muestra que el ingreso explica entre el 83 % y el 85 % de la varianza del consumo privado, siendo el que realiza la mayor contribución.

Figura 1: Funciones de impulso-respuesta. Efectos de shocks del PIB y la tasa de interés real sobre el consumo privado

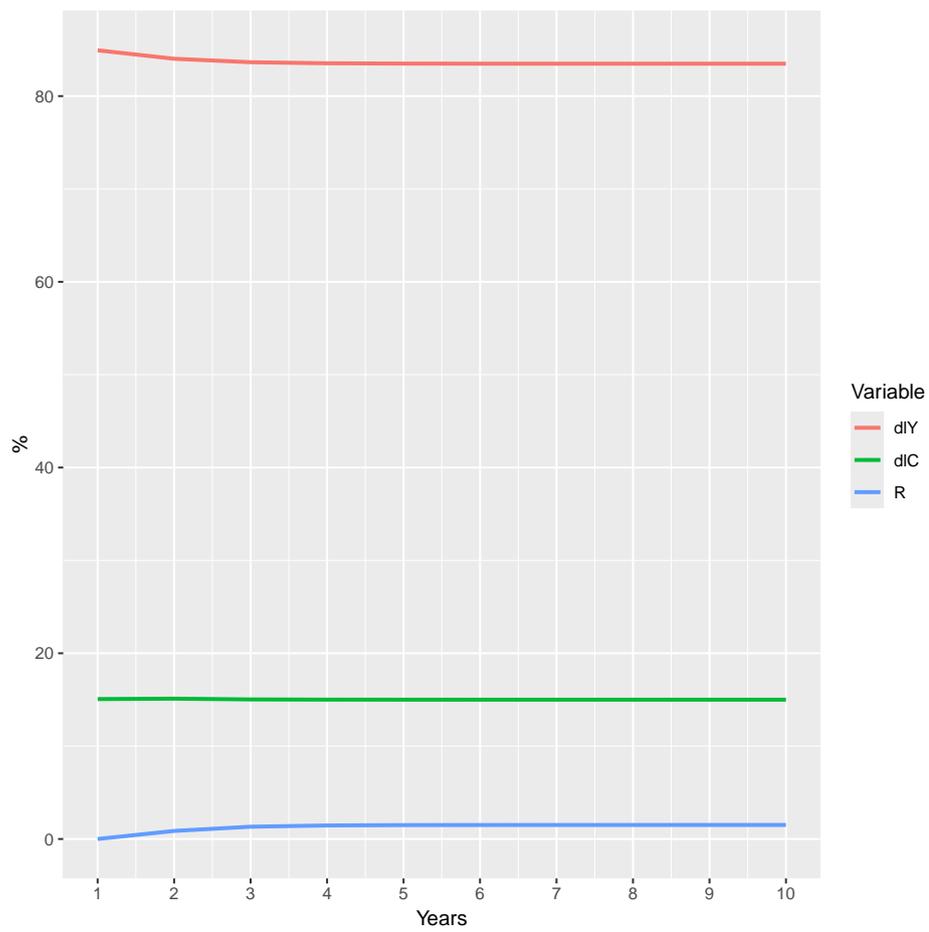


Nota: $t=0$ es el momento del shock. El área sombreada en violeta representa las bandas de confianza del 90 %. La línea violeta sólida denota la respuesta del consumo privado ante shocks del ingreso y la tasa de interés real.

En cuanto a los cambios en la tasa de interés real, observamos un efecto negativo sobre el consumo privado, en contradicción con la predicción de la

teoría canónica basada en la Ecuación de Euler. De todos modos, el coeficiente no es significativo.

Figura 2: Descomposición de varianza del consumo privado



Los resultados obtenidos con la serie anual 1950-2022 parecen contundentes, pero todavía es posible profundizar algo más el análisis. Para ello apelamos a la serie trimestral 1993-2022, que permite evaluar en qué medida el comportamiento del gasto en relación al ingreso se acelera, es decir, si los cambios en los ingresos se trasladan al consumo más rápidamente. El análisis trimestral permite además mejorar la calidad de los datos utilizados (ver Anexo).

Una vez más, antes de proceder a estimar el VECM debemos establecer el número de relaciones de cointegración a partir del test de Johansen. Como en el caso anual, el test rechaza la hipótesis nula de $r = 0$ al 1% y luego no rechaza que $r \leq 1$ al 5% verificando una única relación de cointegración entre las tres variables.

Test de cointegración de Johansen. Traza				
a	test	10pct	5pct	1pct
$r \leq 2$	1.48	6.50	8.18	11.65
$r \leq 1$	16.85	15.66	17.95	23.52
$r = 0$	90.48	28.71	31.52	37.22

Tabla 3: Test de cointegración

Utilizando la serie trimestral, la estimación del modelo VECM revela un parámetro β de 1.38, una aproximación inicial de la propensión marginal a consumir (en tasas) que es mayor aún a la hallada al estimar la serie anual (0.92).

Tabla 4

ect1	
IC.11	1
IY.11	-1,380
R.11	-1,293

Para computar las funciones impulso-respuesta y la descomposición de

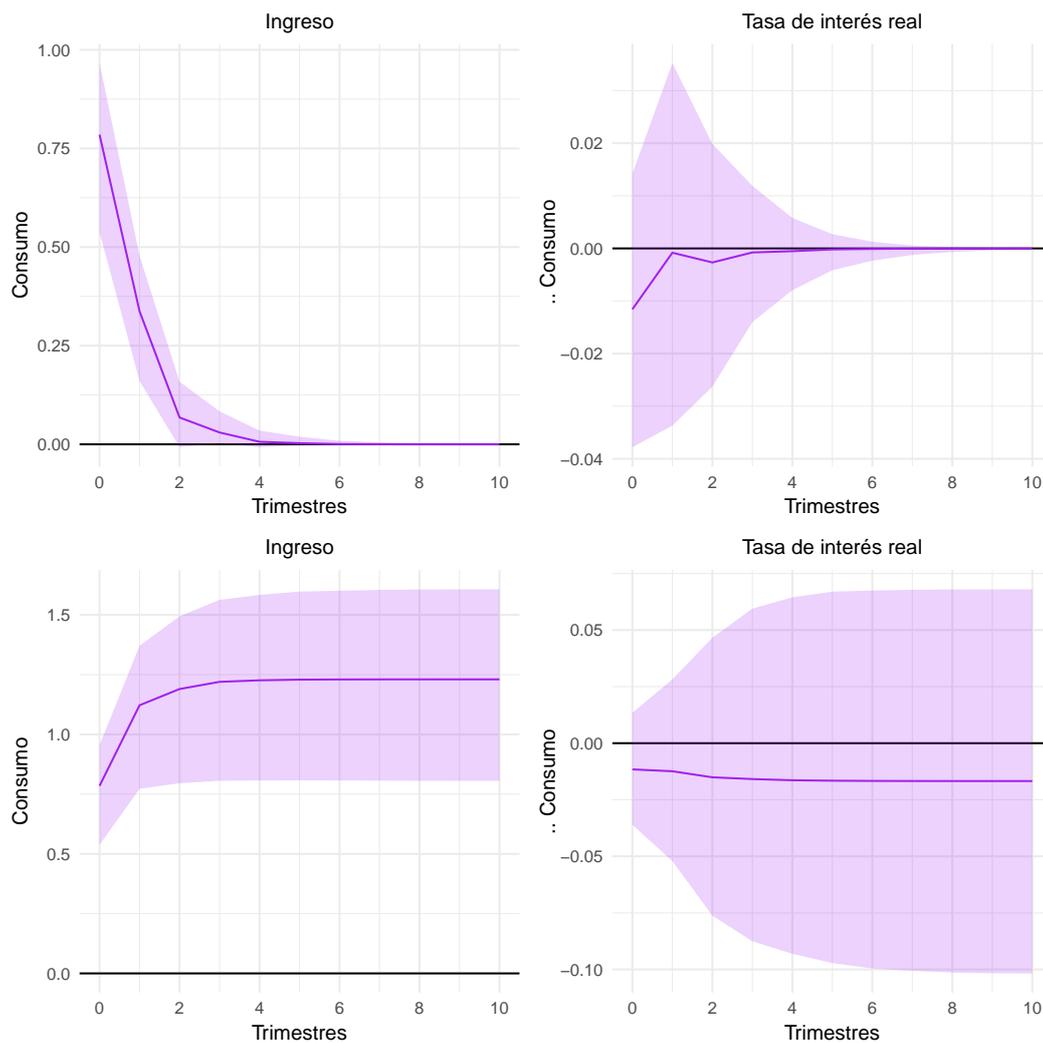
varianzas utilizamos el mismo el modelo VAR en diferencias presentado en la sección anterior.

La Figura 3 muestra que un shock de un 100% del ingreso disponible incrementa inicialmente el consumo en 78%, y al cabo de un trimestre adicional crece un 33% extra. Tras este impacto, el efecto desaparece casi por completo. Estas estimaciones corroboran entonces que el efecto del ingreso sobre el consumo es contemporáneo y luego desaparece con el tiempo. En términos acumulados, el efecto final alcanza el 123%.

En cuanto al shock en la tasa de interés real, al igual que en la serie anual, los datos trimestrales revelan un efecto levemente negativo en el consumo, y también no significativo.

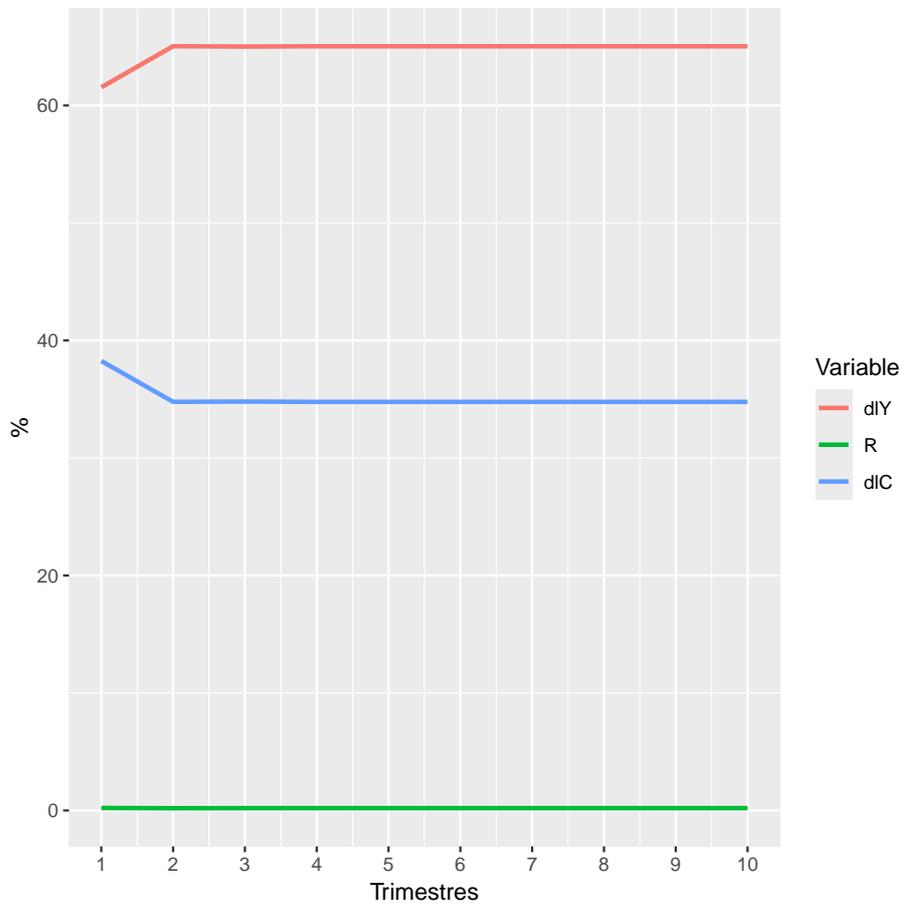
Finalmente, la Figura 4 refleja que el ingreso contribuye en un 65% en la varianza del consumo privado, que se explica a sí mismo en aproximadamente un 35%.

Figura 3: Funciones de impulso-respuesta. Efectos de shocks del PIB y la tasa de interés real sobre el consumo privado



Nota: $t=0$ es el momento del shock. El área sombreada en violeta representa las bandas de confianza del 90%. La línea violeta sólida denota la respuesta del consumo privado ante shocks del ingreso y la tasa de interés real

Figura 4: Descomposición de varianza del consumo privado



IV. Conclusiones

El Modelo Canónico del consumo que deriva de las aproximaciones de ciclo de vida y de ingreso permanente no ha tenido un desempeño empírico del todo satisfactorio, y esto es especialmente así en el caso argentino. En este trabajo intentamos documentar que los argentinos no se caracterizan por suavizar su gasto ante impactos en el ingreso transitorio.

Nuestra investigación empírica se centra en evaluar mediante modelos VEC y VAR información agregada anual de consumo privado y sus determinantes desde 1950 hasta 2022. Luego se corroboran los resultados analizando una serie con información trimestral con similares determinantes desde 1993 hasta 2022. Los resultados que se obtienen no parecen dar sustento al Modelo Canónico. En la serie anual, se encuentra que la propensión marginal en tasas del ingreso es 0.92, un valor que contradice drásticamente la hipótesis de suavización. La serie trimestral empeora este resultado, que es ahora 1.38. Los ejercicios de impulso-respuesta verifican que las perturbaciones en el ingreso se trasladan al consumo de manera inmediata y con mucha intensidad, completándose en apenas un año en la serie anual, y en apenas medio año en la serie trimestral.

Los resultados no pretenden únicamente identificar la teoría más propicia para explicar el consumo, sino dar cuenta de las respuestas extremas que muestra la dinámica del gasto en Argentina respecto del ingreso, y que contribuyen a explicar la amplificación de los ciclos de actividad que se vienen observando desde hace mucho tiempo. La prescripción general que se deriva del análisis es inmediata: si el sector privado no suaviza su gasto ante cambios en el ingreso, debe hacerlo el Estado mediante la política económica anticíclica.

La temática que este artículo no aborda pero que es su continuidad natural, refiere al origen de estas fluctuaciones tan cercanas entre ingreso y consumo. Una interpretación plausible debida a Daniel Heymann ([Heymann and Sanguinetti \(1996\)](#), [Heymann and Sanguinetti \(2000\)](#)), es que esta relación deriva de una falla en la interpretación del ingreso permanente. Expansiones breves podrían contribuir a formar percepciones excesivamente optimis-

tas sobre la riqueza futura, lo que provoca una dinámica de consumo y de acumulación de deuda insostenibles. Cuando el ciclo se revierte, los agentes endeudados se ven obligados a ajustar bruscamente el gasto, lo que provoca una ampliación de la caída de la actividad económica y el empleo.

Una posibilidad adicional, potencialmente complementaria, fue investigada en [Mira \(2022\)](#). Allí se propone un rol para la Economía de la Conducta en el ciclo económico, y se testea empíricamente en un panel de datos de varios países. En aquella investigación tienen relevancia dos factores psicológicos en la amplificación de las fluctuaciones vía el gasto. Primero, el rol de las Cuentas Mentales ([Shefrin and Thaler \(1988\)](#)), según los individuos desarrollan una regla heurística que ata los ingresos corrientes a los consumos corrientes. Segundo, la potencial necesidad psicológica de ejercer un Cierre Cognitivo ante contextos de elevada volatilidad, los cuales tienden a asociarse con la convalidación de una regla mental consumo-ingreso más pronunciada.

V. ANEXO: Fuentes y Metadatos

Las estimaciones se basan en dos series de datos. La primera incluye datos anuales entre 1950 y 2022 de consumo privado, producto bruto interno y tasa de interés real. La segunda se conforma con datos trimestrales sin estacionalidad entre 1993 y 2022 de consumo privado, ingreso bruto nacional disponible y tasa de interés real. A continuación describimos estas variables con mayor detalle.

Serie Anual 1950-2022

El Consumo Privado de los Hogares medido a precios constantes es nuestra variable a explicar, mientras que el Producto Bruto Interno a precios de mercado a valores constantes es nuestra proxy del ingreso total. Ambas variables se construyen a partir de los datos primarios del INDEC de Cuentas Nacionales, pero los empalmes de ambas series fueron aplicados por el equipo del Proyecto de Investigación en Cuentas Nacionales a cargo del Dr. Juan Carlos Propatto y equipo (PICNA, FCE UBA).

La tasa de interés real se estima ex-post (la efectivamente observada) y se calcula como la tasa de interés nominal anual para depósitos a plazo un año de maduración en relación a la evolución de los precios implícitos del consumo privado del mismo año. Las fuentes son el Banco Central de la República Argentina (tasas nominales) e INDEC y PICNA (precios implícitos). Entre 1950 a 1959 las tasas pasivas son estimadas a partir de tasas activas. Desde 1975, se aplica la tasa mensual y se renueva el depósito mes a mes. Las tasas de junio 1982 a junio de 1984, y de enero a marzo de 1990, estimadas a partir de tasas interbancarias. Los datos se encuentran a disposición de lectores, analistas y evaluadores.

Serie trimestral 1993-2022

La serie trimestral corresponde al período 1993-2022 y goza de algunas ventajas por sobre la anual. Primero, los datos de cuentas nacionales más cercanos cuentan mejores estimaciones en general. Segundo, para este período sólo es necesario realizar un único empalme entre series (1993 y 2004), lo que reduce la probabilidad de error. Finalmente, desde 1993 se cuenta con datos del ingreso bruto nacional disponible, que aproxima mucho mejor que el PIB esta variable explicativa.

El Consumo Privado de los Hogares medido a precios constantes es nuestra variable a explicar, mientras que el ingreso se referencia ahora al Ingreso Bruto Nacional Disponible a precios de mercado. Ambas variables corresponden a datos de Cuentas Nacionales del INDEC y el empalme de las series 1993 y 2004 fue realizado mediante regla de proporcionalidad. Ambas series fueron desestacionalizadas mediante el procedimiento estadístico X11.

La tasa de interés real se obtiene de la misma manera que la correspondiente a la serie anual.

Aclaraciones Metodológicas Adicionales

Ingreso Disponible. Según la teoría, el ingreso relevante para las decisiones de gasto no es el total, sino el ingreso disponible, es decir, el ingreso neto de impuestos y subsidios. En la medida que las estructuras tributarias se modifican, ambas variables podrían distanciarse. Los datos de ingreso dis-

ponible, sin embargo, no existen para el período anterior a 1993. Esta es en parte la razón por la que apelamos a la serie trimestral para confirmar las observaciones empíricas y su interpretación.

Consumo Privado y Durables. La definición de consumo típica de las Cuentas Nacionales no es idéntica a los flujos de gasto que se extinguen en cada período considerado. Esto nos lleva a la distinción conceptual no explicitada en los datos usuales de consumo de Cuentas Nacionales, entre bienes no durables (incluyendo servicios) y bienes durables, que se van gastando (amortizando) período a período y por ende se los puede considerar parte del ahorro. Más aún, las familias no siempre consumen los bienes no durables que adquieren, pues acumulan *stocks* de ellos, aunque este es un factor que puede considerarse de menor importancia (si bien existe un rubro en las Cuentas Nacionales de Variación de Existencias, corresponde a la acumulación identificable de bienes por parte de las empresas, no de las familias).

Tasa de Interés Real. La estimación de la tasa de interés real con la inflación efectiva está plagada de inconvenientes teóricos, pero aún así es la mejor estrategia a seguir. Es evidente que para las decisiones intertemporales lo que es relevante no es la tasa de interés ex post sino la tasa ex ante, es decir, aquella que se calcula detrayendo la inflación esperada. Pero los datos de expectativas de inflación no están disponibles sino desde hace unos pocos años. Además, las estimaciones de inflación disponibles a través de las encuestas de expectativas de los bancos centrales tampoco reflejan necesariamente las estimaciones de las familias, sino las de los expertos, y no es obvio que las familias consideren esta información en sus decisiones. Otra dificultad es que la elección de una tasa nominal de depósito particular asume el pleno arbitraje de las tasas de todos los activos involucrados, pero en la práctica los rendimientos son diferentes para distintos grupos de ingreso. Las tasas también pueden diferir según el horizonte temporal, y si el plan de consumo se realiza en función del ciclo de vida, la tasa a considerar debería ser la tasa de (muy) largo plazo, una información que rara vez está disponible para el consumidor, en especial en Argentina. La existencia de mercados financieros poco profundos también produce amplios *spreads* entre tasas activas y pasi-

vas, dando lugar a cálculos muy diferentes para posiciones positivas (ahorro) o negativas (deuda) de riqueza. En general, por lo tanto, no hay forma de determinar **la** tasa de interés nominal relevante para las decisiones de consumo. En estos casos, el mejor criterio es mantener una elección de variables lo más simple y comparable posible.

Impaciencia. El rol de la impaciencia en el consumo se asocia a la estimación de la Preferencia Temporal, pero en general no existen estimaciones permanentes de su valor y evolución, con la excepción de ([Ruggeri et al. \(2022\)](#) y [Falk et al. \(2018\)](#)), dos cálculos puntuales en un período determinado.

Referencias

- Agarwal, S. and Qian, W. (2014). Consumption and debt response to unanticipated income shocks: Evidence from a natural experiment in singapore. *American Economic Review*, 104(12):4205–30. [5](#)
- Banks, J., Blundell, R., and Tanner, S. (1998). Is there a retirement-savings puzzle? *American Economic Review*, 88(4):769–788. [5](#)
- Bernheim, B. D., Skinner, J., and Weinberg, S. (2001). What accounts for the variation in retirement wealth among U.s. households? *American Economic Review*, 91(4):832–857. [5](#)
- Carroll, C. and Samwick, A. (1997). The nature of precautionary saving. *Journal of Monetary Economics*, 40:41–71. [5](#)
- Carroll, C. D. (1992). The buffer-stock theory of saving: Some macroeconomic evidence. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1992(2):61–156. [5](#)
- Falk, A., Becker, A., Dohmen, T., Enke, B., Huffman, D., and Sunde, U. (2018). Global evidence on economic preferences. *The Quarterly Journal of Economics*, 133(4):1645–1692. [22](#)
- Fisher, J. D., Johnson, D. S., Marchand, J. T., Smeeding, T. M., and Torrey, B. B. (2005). The retirement consumption conundrum: Evidence

- from a consumption survey. Technical report, Boston College Center for Retirement Research Working Paper. 5
- Friedman, M. (1957). *A Theory of the Consumption Function*. Princeton University Press, Princeton, NJ. 3
- Fuchs-Schündeln, N. and Hassan, T. A. (2016). Natural experiments in macroeconomics. In *Handbook of macroeconomics*, volume 2, pages 923–1012. Elsevier. 5
- Galiani, S. and Sanchez, M. (1995). El gasto de consumo en argentina, un analisis econometrico. mimeo. 6
- Ganong, P. and Noel, P. (2015). How does unemployment affect consumer spending? *Unpublished manuscript*. 5
- Garegnani, M. L. (2005). *Enfoques Econometricos Alternativos para la Modelacion del Consumo en Argentina*. Tesis de Doctorado, Universidad Nacional de La Plata. 7
- Gay, A. (2005). *Understanding Consumption in Open Economies: Argentina 1927-2003*. Reunion Anual de la Asociacion Argentina de Economia Politica, Universidad Nacional de La Plata, La Plata. 7
- Haider, S. J. and Stephens, M. (2007). Is there a retirement-consumption puzzle? evidence using subjective retirement expectations. *Review of Economics and Statistics*, 89(2):247–264. 5
- Hall, R. E. and Mishkin, F. S. (1982). The sensitivity of consumption to transitory income: Estimates from panel data on households. *Econometrica*, 50(2):461–81. 5
- Hamermesh, D. S. (1984). Consumption during retirement: The missing link in the life- cycle. *Review of Economics and Statistics*, 66(1):1–7. 5
- Hendry, D. (1992). Assessing empirical evidence in macroeconometrics with an application to consumers expenditure in france. *INSEE*, 1988. 6

- Heymann, D. and Sanguinetti, P. (1996). *Business Cycles from Misperceived Trends*. serie Seminarios, Buenos Aires, Instituto Torcuato Di Tella. 18
- Heymann, D. and Sanguinetti, P. (2000). Pseudo equilibrios de expectativas: Algunos ejemplos macroeconomicos. *Economica*, 0(1):23–36. 18
- Hsieh, C.-T. (2003). Do consumers react to anticipated income changes? evidence from the alaska permanent fund. *American Economic Review*, 93(1):397–405. 5
- Johnson, D. S., Parker, J. A., and Souleles, J. A. (2006). Household expenditure and the income tax rebates of 2001. *American Economic Review*, 96(5):1589–1610. 5
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment*. Macmillan, Interest and Money, London. 3
- Kueng, L. (2018). Excess sensitivity of high-income consumers. *The Quarterly Journal of Economics*, 133(4):1693–1751. 5
- Mira, P. (2022). Consumo y fluctuaciones : ¿qué rol para la economía de la conducta? *Tesis de Doctorado*. Universidad de Buenos Aires. 2, 11, 19
- Modigliani, F. and Brumberg, R. (1954). Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data. In Kurihara, K. K., editor, *ed*, pages 388–436. Post Keynesian Economics, Rutgers University Press, New Brunswick, NJ. 3
- Olafsson, A. and Pagel, M. (2018). The liquid hand-to-mouth: Evidence from personal finance management software. *The Review of Financial Studies*, 31(11):4398–4446. 5
- Padula, M. (1999). Euler equations and durable goods. *CSEF Working Paper No. 30*. 5
- Ruggeri, K., Panin, A., Vdovic, M., Večkalov, B., Abdul-Salaam, N., Achterberg, J., Akil, C., Amatya, J., Amatya, K., Andersen, T. L., et al. (2022).

- The globalizability of temporal discounting. *Nature Human Behaviour*, 6(10):1386–1397. [22](#)
- Shapiro, M. D. and Slemrod, J. (2003). Consumer response to tax rebates. *American Economic Review*, 93(1):381–396. [5](#)
- Shefrin, H. M. and Thaler, R. H. (1988). The behavioral life-cycle hypothesis. *Economic Inquiry*, 26:609–43. [19](#)
- Smith, S. (2006). Can the retirement puzzle be resolved? evidence from uk panel data. *Economic Journal*, 116(510):C130–C148. [5](#)
- Souleles, N. (1999). The response of household consumption to income tax refunds. *American Economic Review*, 89(4):947–958. [5](#)