

ENFOQUES ALTERNATIVOS PARA
LA MODELACION ECONOMETRICA
DEL CONSUMO EN ARGENTINA

MARÍA LORENA GAREGNANI

TESIS DOCTORAL
DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS
UNIVERSIDAD NACIONAL DE LA PLATA

La Plata, mayo de 2005

ESTA TESIS FUE DIRIGIDA POR LA PROF. HILDEGART AHUMADA.

Garegnani, Lorena

Enfoques alternativos para la modelación econométrica del consumo en Argentina - 1a ed. - La Plata: Univ. Nacional de La Plata, 2008.

140 p.; 29x21 cm.

ISBN 978-950-34-0455-3

1. Macroeconomía. 2. Econometría. I. Título
CDD 339

*A mis padres Julio y Susana,
a mis abuelos Pancho y Carmela,
a mi hermana Karina y mi cuñado Gastón,
y a mis sobrinos Luca y Julia.*

**ENFOQUES ALTERNATIVOS PARA LA MODELACIÓN
ECONOMÉTRICA DEL CONSUMO EN ARGENTINA**

María Lorena Garegnani

Diseño: Andrea López Osornio



Editorial de la Universidad Nacional de La Plata
Calle 47 N° 380 - La Plata (1900) - Buenos Aires - Argentina
Tel/Fax: 54-221-4273992
e-mail: editorial_unlp@yahoo.com.ar
www.unlp.edu.ar/editorial

La EDULP integra la Red de Editoriales Universitarias (REUN)

1° edición - 2008
ISBN N° 978-950-34-0455-3
Queda hecho el depósito que marca la ley 11.723
© 2008 - EDULP
Impreso en Argentina

AGRADECIMIENTOS

Quiero agradecer a Hildegart Ahumada, mi directora de tesis, por sus brillantes ideas y sugerencias y por compartir conmigo tan generosamente sus conocimientos; por ser quien significa para mí un ejemplo a seguir no solo profesionalmente sino también humanamente.

A mis amigos y compañeros del doctorado, Ariel, Carlos, Cecilia, Laura, Luciano, Mariana y Natalia por sus sugerencias y su apoyo. A los investigadores y docentes del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de La Plata, particularmente a Alberto Porto, Walter Sosa Escudero, Walter Cont y Mario Szychowski, por sus sugerencias y apoyo constante. A Daniel Heymann, Alfredo Navarro, Fernando Navajas y Emilio Fernández Corugedo por sus comentarios y sugerencias.

Agradezco también al B.C.R.A. que me brindó el tiempo para cumplir con el Programa de Doctorado, en especial a George McCandless, Laura D'Amato, Guillermo Escudé y Hernán Lacunza. A mis amigas y colegas Laura D'Amato y Tamara Burdisso por enriquecerme con sus conocimientos, por su contención y cariño.

A Cecilia mi compañera de la carrera, la Maestría y el Doctorado, por la confianza que me tiene y por estar siempre.

ÍNDICE

A mis amigas Amanda, Stella, Mariana, Virginia, Maria José, Laura, Anita, Mariela por haber compartido tantos inolvidables momentos conmigo, por su cariño y su confianza.

A mi alumna de catecismo Clarita que con sus ideales refresca mi vida y mi alma. A mi madrina Dolly y mi ahijada Aylén que con su amor y oración acompañan cada instante de mi vida.

A mi ahijada Ainhoa, por regalarme siempre su amor y ternura, por permitirme acompañarla en su vida. Por ser siempre para mí una fuente inagotable de fuerza y alegría. Y por enseñarme que la grandeza del corazón va más allá de la edad y de las experiencias vividas.

A nuestra hermana mayor del corazón Silvita. Por ser quien siempre está a mi lado en los momentos de alegría y en aquellos en los que el camino se hace un tanto más difícil. Por ser tan incondicional y generosa conmigo.

A mi hermana Karina y mi cuñado (ahora mi hermano) Gastón por el amor que siempre me regalan, por sus consejos, por confiarme a Luca como ahijado y por hacerme sentir que las puertas de su hogar siempre están abiertas, esperándome.

A mis padres por haber guiado siempre tan amorosa y cuidadosamente mis pasos. Por transmitirme los valores más importantes de la vida, por enseñarme la paz y la alegría del deber cumplido y por regalarme esta fe en Dios, el pilar fundamental de mi vida.

A mis abuelos Pancho y Carmela por tanto pero tanto amor y porque han sido, son y serán siempre para mí un ejemplo de sabiduría y amor a la vida.

A mis sobrinos Luca y Julia que llenan de felicidad mi vida. Porque su pureza y su ternura iluminan mi alma y mi corazón.

A Dios porque me doy cuenta cuanto amor me regala a través de todos Ustedes a quienes hoy alegremente puedo hacerles estos agradecimientos y por permitirme, desde mi pequeñez, colaborar con su actividad creadora a través del Programa de Doctorado y de este trabajo.

PRESENTACIÓN.....	13
INTRODUCCIÓN	15
CAPÍTULO I	23
CAPÍTULO II	97
CAPÍTULO III	115
CONCLUSIONES	133

PRESENTACIÓN

El grado académico máximo que otorga la Universidad Nacional de La Plata es el de Doctor (Ordenanza N° 205/87 del Consejo Superior). Según la Ordenanza, el Doctorado «constituye el desarrollo y perfeccionamiento de un área del conocimiento, cuya universalidad debe atender, en un marco de alto nivel de excelencia académica que permita la obtención de verdaderos aportes originales en el campo elegido. La presentación de una Tesis Doctoral es ineludible para evaluar dichos aportes».

En 1999 el Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de La Plata, elaboró un proyecto de creación del Doctorado en Economía como culminación de un proceso que comenzó con la modernización y mejoramiento académico de la carrera de grado (Licenciatura en Economía) y la creación de dos posgrados de alto nivel académico (categorizados Bn y A por la CONEAU). El Doctorado en Economía fue aprobado por el Consejo Académico de la Facultad por Resolución N° 129/99 y por la U.N.L.P. el 1° de Septiembre de 2000. En el año 2000 fue presentado como proyecto a la CONEAU que lo acreditó en tal condición. Posteriormente, por Resolución N° 348/04 del Ministerio de Educación, Ciencia y Tecnología de la Nación se le dio validez nacional al título.

Las actividades de doctorado comenzaron en Junio de 2000 y comprenden las etapas de creación de conocimientos, transmisión a través de la docencia de grado y posgrado, la extensión y la transferencia a los sectores públicos y privados.

El trabajo de tesis *Enfoques alternativos para la modelación econométrica del consumo en Argentina* fue realizado por María Lorena Garegnani con la Dirección de la Profesora Hildegart Ahumada.

En la tesis se estudia el comportamiento del consumo agregado en la Argentina 1980-2004. El trabajo es empírico y utiliza los enfoques econométricos más difundidos en este área. El análisis se enriquece para aplicarlo a economías inestables como la Argentina y representa un avance metodológico en el estudio empírico de las decisiones de consumo.

El Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y la Edulp ponen a disposición de docentes, investigadores, estudiantes y público en general esta Tesis Doctoral que es un aporte original sobre modelización econométrica del consumo.

Dr. Alberto Porto

Director
Doctorado en Economía
Universidad Nacional de La Plata

Marzo de 2008

INTRODUCCIÓN

*We shall never cease from exploration
and the end of all our exploring
will be to arrive where we started
and know the place for the first time.*

T.S. Eliot, Four Quarters

Una revisión de la literatura empírica sobre la función consumo muestra que, en el caso de economías emergentes, los estudios se concentran mayormente en el rol de las tasas de interés y las restricciones de liquidez para explicar las modificaciones en los senderos del consumo. Sin embargo se encuentra que en el caso de economías inestables como la Argentina, los efectos de la riqueza sobre el consumo, la existencia de restricciones de liquidez y la descripción del comportamiento de las preferencias del consumidor han sido escasamente investigados y requieren un análisis exhaustivo. Para esta clase de economías y en particular en el caso de Argentina, como Navarro (2004) reconoce «...debemos preguntarnos acerca de las metodologías más adecuadas para analizar la economía de nuestro país, donde los cambios de regímenes han sido tan abruptos y la presencia de «outliers» tan frecuente, que hacen difícil trasladar sin elaboración los modelos econométricos elaborados para

países desarrollados, que son mucho más estables y donde los cambios son mucho más suaves».

Desde los primeros trabajos formulados para interpretar la hipótesis de Keynes, el estudio de la función consumo se ha basado en las teorías del ingreso permanente y del ciclo de vida (Friedman, 1957 y Ando y Modigliani, 1963). Sin embargo, en la evolución de la literatura sobre la función consumo, un año determinante fue 1978 en el cual surgen dos enfoques alternativos para su modelación econométrica: el de la función consumo (resuelta), basado en un análisis de series temporales (Davidson, Hendry, Srba y Yeo, 1978) y otro, basado en la optimización intertemporal y en la existencia de expectativas racionales (Hall, 1978). Diferentes versiones de ambos enfoques han sido utilizadas para modelar el consumo hasta el presente y se lo hace en esta investigación para el caso de Argentina.

Teniendo en cuenta tanto el contexto como los enfoques alternativos para la modelación econométrica del consumo, este trabajo se concentra en el estudio del comportamiento de los consumidores en Argentina durante el período 1980-2004. El análisis efectuado a lo largo de este trabajo es fundamentalmente empírico y toma en cuenta un período de gran inestabilidad macroeconómica. Varias preguntas surgen cuando uno investiga este tema: ¿existe una función consumo estable para todo el período?, ¿puede suponerse racionalidad en el comportamiento de los consumidores?, ¿cambian las conclusiones después del «default» de la deuda soberana y la devaluación de principios de 2002?

Esta investigación estudia el comportamiento de los consumidores argentinos siguiendo los enfoques comentados para modelar empíricamente las decisiones de los consumidores. Uno de estos enfoques, que sigue la metodología de la función consumo agregada con modelos de Corrección al Equilibrio (iniciada por Davidson, Hendry, Srba y Yeo, 1978), analiza los efectos de la «percepción de riqueza» sobre el gasto de los consumidores (como sugieren Heymann y Sanguinetti, 1998) vis a vis «restricciones de liquidez» (como

analizan Muellbauer y Bover, 1986, Altonji y Siow, 1987 y DeJuan y Seater, 1999). Heymann y Sanguinetti (1998) han sugerido que el comportamiento de los consumidores responde a su «percepción de riqueza», dejando planteada la pregunta de cómo podría definirse esto empíricamente. Dada la falta de datos para la medición de «riqueza» en Argentina, esta tesis propone diferentes medidas «resumen» para ajustar «riqueza» y para poder considerar los efectos de la «riqueza» en el comportamiento de los consumidores argentinos.

El otro enfoque empírico se centra en la estimación de los parámetros estructurales siguiendo la metodología de la estimación de la Ecuación de Euler a través del Método Generalizado de Momentos (Hall, 1978 y Hansen y Singleton, 1982). Como reconocen van Praag y Booij (2003) existen muy pocas publicaciones sobre la estimación simultánea de los parámetros estructurales, el parámetro de aversión al riesgo y el parámetro de impaciencia. Siguiendo este enfoque, se investiga los microfundamentos de las decisiones de los consumidores en la Argentina. El análisis se centra en la estimación conjunta de los parámetros estructurales en un contexto de optimización intertemporal con expectativas racionales y considerando funciones de descuento exponenciales versus hiperbólicas. En el caso de funciones de descuento hiperbólicas, la mayoría de los estudios empíricos usan simulaciones numéricas, en este trabajo se utilizarán los datos macroeconómicos sobre consumo para obtener estimaciones de los parámetros estructurales de Ecuaciones de Euler hiperbólicas.

Como se ha adelantado, este trabajo toma en cuenta un período de gran inestabilidad macroeconómica. Brevemente, los 80 estuvieron caracterizados por alta inflación con picos de hiperinflación y bajo nivel de actividad. En cambio, los 90 mostraron estabilidad de precios con aumento del ingreso aunque el desempleo y la deuda externa también se incrementaron. La estabilidad de este último período ha sido temporariamente interrumpida por la devaluación mexicana (el «efecto Tequila», Diciembre de 1994), el default ruso

(mediados de 1998) y la devaluación de Brasil (Enero de 1999). Pero la crisis más profunda tuvo lugar en Enero de 2002; el gobierno anunció el «default» de su deuda soberana y el abandono del régimen de Convertibilidad. El consumo privado cayó abruptamente y hacia fines de 2004 la serie de consumo se acercaba a los niveles de fines de los '90 siguiendo al comportamiento del producto. Después del «default» de la deuda soberana, la falta de financiamiento externo y la pesificación asimétrica de los depósitos y préstamos dejaron a los bancos insolventes y a la economía sin financiamiento. Luego de la devaluación, los salarios reales se redujeron y el desempleo creció a niveles sin precedentes.

Siguiendo estos enfoques econométricos y en un contexto de tal inestabilidad macroeconómica, esta investigación busca dar respuesta a las preguntas planteadas. Este trabajo cuenta con tres capítulos principales, cada uno de los cuales se auto-contiene pero sus resultados son consistentes entre sí. El Capítulo I, concentrándose en los efectos de la riqueza y en la existencia de restricciones de liquidez y siguiendo el enfoque de la función consumo (resuelta), se enfoca en buscar determinantes de la «percepción de riqueza» y en modelar una función consumo agregada para Argentina. La estimación se efectúa, inicialmente, para las dos primeras décadas de la muestra 1980-2000. La estabilidad de los resultados es evaluada, posteriormente, extendiendo el período muestral hasta el año 2004. Después de la devaluación y el «default» de la deuda de principios de 2002, es difícil de suponer que se mantuvieran los patrones de consumo derivados de los modelos econométricos estimados para las muestras que terminan durante la Convertibilidad. Los datos posteriores al colapso económico y político del año 2002 proveen nuevos resultados sobre la permanencia de los efectos riqueza y la existencia de restricciones de liquidez sobre el gasto agregado de los consumidores.

El Capítulo II investiga los microfundamentos de las decisiones de los consumidores argentinos antes del quiebre de comienzos de 2002. Siguiendo el segundo enfoque alternativo de la Ecuación de

Euler y el Método Generalizado de Momentos (Hall, 1978 y Hansen y Singleton, 1982), se estiman conjuntamente los parámetros estructurales que describen las preferencias de los consumidores en un modelo que supone optimización intertemporal y expectativas racionales. Como se ha adelantado, la estimación conjunta de estos parámetros no ha sido frecuentemente publicada en la literatura empírica y la misma se ha encargado de reportar los problemas críticos que surgen al momento de efectuar estas estimaciones (Favero, 2001 y van Praag y Booij, 2003). Este capítulo toma en cuenta estos aspectos y los evalúa conforme a los resultados obtenidos en el Capítulo I. El Capítulo I brinda evidencia empírica para el caso argentino respecto de dos aspectos relacionados con este enfoque. En primer lugar, se analiza la existencia de restricciones de liquidez, pues las Ecuaciones de Euler deben modificarse siempre que se introduzcan restricciones de liquidez en un problema de optimización intertemporal [véase Muellbauer y Bover, 1986, Muellbauer y Lattimore, 1995 y Favero, 2001]. En segundo lugar, la obtención de parámetros estructurales a partir de datos macroeconómicos agregados [véase también Muellbauer y Lattimore, 1995 y Favero, 2001]. La atención se centra también en la estabilidad de los parámetros, una dificultad empírica para aplicar este método frecuentemente resaltada en la literatura. El caso argentino puede contribuir a la investigación de este tema a través de la comparación de las estimaciones recursivas de ambos parámetros estructurales que presentan las modificaciones que habrían de esperarse conforme a los diferentes contextos macroeconómicos a lo largo de los cuales se efectúa la estimación.

Mientras el Capítulo II supone un modelo exponencial (factor de descuento constante) para describir las preferencias de los consumidores para el período 1980-2001, el Capítulo III modifica esta función de descuento. Cuando la muestra se extiende para considerar el período 2002-2004, el nuevo contexto macroeconómico podría implicar un cambio en la percepción de la realización de los

retornos a futuro. Este posible cambio puede reflejarse a través de funciones de descuento hiperbólicas que permiten distinguir impaciencia de corto de paciencia de largo plazo en las decisiones de los consumidores (Loewenstein y Prelec, 1992, Laibson, 1997, Harris y Laibson, 2001). La mayoría de los estudios empíricos encontrados en la literatura utilizan simulaciones numéricas para la obtención de los factores de descuento diferenciales para el corto y largo plazo. A diferencia de los mismos, en el Capítulo III, se estima una Ecuación de Euler *cuasi*-hiperbólica con el Método Generalizado de Momentos de modo de obtener las estimaciones de dichos factores y del coeficiente de aversión relativa al riesgo teniendo en cuenta los datos observados para Argentina durante el período 1980-2004. Aunque la estimación por el Método Generalizado de Momentos de la Ecuación de Euler no sería apropiada cuando se introducen restricciones de liquidez en el problema de optimización intertemporal, la representación de las funciones *cuasi*-hiperbólicas permite considerar el caso de agentes que enfrentan dichas restricciones, lo cual describiría más adecuadamente las preferencias de los consumidores argentinos después del quiebre de Enero de 2002.

Finalmente se presentan las principales conclusiones del trabajo, basadas en los resultados de los tres capítulos. Cabe destacar que los resultados encontrados con el enfoque de la Ecuación de Euler y el Método Generalizado de Momentos utilizado en el Capítulo II y en el Capítulo III han resultado ser consistentes con los encontrados en el Capítulo I siguiendo el enfoque de la función consumo (resuelta).

Referencias

Altonji, J. and Siow, A. (1987) Testing the Response of Consumption to Income Changes with (Noisy) Panel Data, *Quarterly Journal of Economics*, 102, 2, 293-328.

- Ando A. and Modigliani F. (1963) The «Life Cycle» Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests, *American Economic Review*, 53, 55-84.
- Carroll, C. (2001) A Theory of the Consumption Function, With and Without Liquidity Constraints (Expanded Version), *NBER Working Paper Series*, Working Paper N° 8387.
- Davidson, J.E.H., Hendry, D.F., Srba, F. and Yeo, J.S. (1978) Econometric Modelling of the Aggregate Time Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom, *Economic Journal*, 88, 661-692. Reprinted in Hendry, D.F., *Econometrics: Alchemy or Science?* (1993).
- DeJuan, J. and Seater, J. (1999) The Permanent Income Hypothesis: Evidence from the Consumer Expenditure Survey, *Journal of Monetary Economics*, 43, 351-376.
- Favero, C. (2001) *Applied Macroeconometrics*. Oxford University Press.
- Frederick, S., Loewenstein, G. and O'Donogue, T. (2002) Time Discounting and Time Preference: A Critical Review, *Journal of Economic Literature*, Vol. XL, June, 351-401.
- Friedman, M. (1957) *A Theory of the Consumption Function*. Princeton, Princeton University Press.
- Hall, R. (1978) Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence, *Journal of Political Economy*, 86, 6, 971-987.
- Hansen, L.P. and Singleton, K.J. (1982) Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models, *Econometrica*, 50, 5, 1269-1286.
- Harris, C. and Laibson, D. (2001) Hyperbolic Discounting and Consumption, mimeo.
- Heymann, D. y Sanguinetti, P. (1998) Quiebres de Tendencia, Expectativas y Fluctuaciones Económicas, *Desarrollo Económico*, Publicación trimestral del Instituto de Desarrollo Económico y Social, Vol. 38, abril-junio 1998, N° 149.

- Keynes, J.M. (1936) *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London, Macmillan.
- Laibson, D. (1998) Life-Cycle Consumption and Hyperbolic Discount Functions, *European Economic Review*, 42, 861-871.
- Laibson, D. (1997) Golden Eggs and Hyperbolic Discounting, *Quarterly Journal of Economics*, 112, 2, 443-477.
- Loewenstein, G. and Prelec, D. (1992) Anomalies in Intertemporal Choice: Evidence and an Interpretation, *Quarterly Journal of Economics*, 107, 2, 573-597.
- Muellbauer, J. and Lattimore, R. (1995) The Consumption Function: A Theoretical and Empirical Overview, in Pesaran and Wickens (eds.), *Handbook of Applied Econometrics: Macroeconomics*. Blackwell Publishers, 221-311.
- Muellbauer, J. and Bover, O. (1986) Liquidity Constraints and Aggregation in the Consumption Function under Uncertainty, *Discussion Paper 12*, Oxford, Institute of Economic and Statistics.
- Navarro, A. (2004) Reflexiones sobre el Estado Actual de la Metodología de la Econometría, XXXIX Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política, Buenos Aires.
- van Praag, B. and Booij, A. (2003) Risk Aversion and the Subjective Time Discount Rate: A Joint Approach, CESifo Working Paper Series No. 923, Tinbergen Institute Discussion Paper No. 2003-018/3.

CAPÍTULO I

EFFECTOS RIQUEZA VERSUS RESTRICCIONES DE LIQUIDEZ EN LA FUNCIÓN CONSUMO DE ARGENTINA: 1980-2004*

1. Introducción

Los efectos de la riqueza en el gasto de los consumidores han sido ampliamente estudiados desde hace bastante tiempo, en particular, después del trabajo pionero de Ando y Modigliani (1963). Ellos introdujeron la hipótesis del «ciclo de vida» como parte de los primeros estudios formulados para conciliar la baja propensión marginal a consumir del ingreso en el corto plazo con la estabilidad relativa de la propensión media, como lo es la famosa teoría del «ingreso permanente» de Friedman (1957). El resurgimiento del debate sobre los efectos de la riqueza fue motivado por el trabajo de Hall (1978) que siguió un enfoque alternativo al estudio de la hipótesis del ingreso permanente-ciclo de vida. En la versión esto-

*Diferentes versiones de este trabajo fueron presentadas en los Seminarios de Doctorado y de Economía del Departamento de Economía de la Universidad Nacional de La Plata, en el Seminario de Análisis Económico de la Universidad del CEMA, en las XVII Jornadas Anuales de Economía del Banco Central del Uruguay, XXXVII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política, 2003 Latin American Meeting of the Econometric Society y VIII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales Iberoamericanos.

cástica de expectativas racionales de esta hipótesis, ninguna variable —además del consumo rezagado un período— tendría ningún valor para predecir el consumo corriente. A partir de este trabajo, se ha desarrollado el enfoque de Euler para la función consumo (que predominó en la investigación empírica aplicada en los Estados Unidos). Mientras tanto, otro enfoque que sigue el trabajo pionero de Davidson, Hendry, Srba y Yeo (DHSY, 1978) ha evolucionado, basándose en la función consumo (resuelta) y en las propiedades de series de tiempo de los datos. Diferentes versiones de ambos enfoques se han aplicado para modelar el consumo hasta el presente.

En el caso de economías emergentes, varios estudios han analizado el gasto de los consumidores concentrándose particularmente en el rol de las tasas de interés y las restricciones de liquidez. Sin embargo, en el caso de economías inestables como la Argentina —sometida a diferentes regímenes y cambios estructurales derivados de reformas económicas que generalmente siguieron a profundas crisis económicas y políticas— el papel de los efectos de la riqueza y la existencia de restricciones de liquidez merecen una evaluación más exhaustiva y cuidadosa.

Para esta clase de entorno, Heymann y Sanguinetti (1998) han sugerido que la conducta de los consumidores responde a la «percepción de riqueza» (que, para ellos, significa una expectativa formada con información incompleta) y han dejado abierta la cuestión de cómo debería definirse empíricamente. En esta dirección, y dada la diferente naturaleza de los shocks, es probable que no exista un único determinante de la riqueza, invariante en el tiempo, y que pueda usarse como instrumento para decisiones de consumo. La inflación, el tipo de cambio real y el riesgo de default de la deuda se analizan como diferentes medidas «resumen» para ajustar la «riqueza». También se evalúa la presencia de restricciones de liquidez para describir la conducta de los consumidores argentinos.

Concentrándose en los efectos de la «percepción de riqueza» y siguiendo el enfoque econométrico de DHSY, este trabajo tiene como objetivo modelar una función de consumo agregada para la Argentina, inicialmente durante el período 1980-2000, un momento de gran inestabilidad macroeconómica. Brevemente, la década de los '80 se caracterizó por alta inflación con brotes de hiperinflación y bajo nivel de actividad. En cambio, la década de los '90 mostró estabilidad de precios junto con expansión del ingreso, aunque el desempleo y el endeudamiento externo también se incrementaron. La estabilidad del último período se interrumpió temporariamente con la devaluación mexicana (el «efecto Tequila», diciembre de 1994), el default ruso (mediados de 1998) y la devaluación de Brasil (enero de 1999). Aunque se habían expresado algunas dudas sobre la permanencia del régimen de Convertibilidad después de esos episodios, al momento de escribir la primera parte de este trabajo, no había evidencia de que se fuera a producir el abandono de dicho régimen.

Se realiza un análisis de robustez del modelo comparándolo con un modelo alternativo con una nueva serie de ingreso ajustada por el impuesto inflacionario. La comparación se efectúa a través de tests de englobamiento. Más aún, la estabilidad de los resultados se evalúa profundamente extendiendo el período de la muestra hasta el tercer trimestre de 2004.¹

La extensión de la muestra hasta el tercer trimestre de 2004 incluye la devaluación nominal de enero de 2002, después del anuncio del «default» de la deuda externa por parte del gobierno y del abandono del régimen de Convertibilidad. El «default» y la devaluación parecen haber alterado las expectativas de ingreso y la «percepción de riqueza». En este nuevo contexto, una pregunta clave es: ¿pueden mantenerse los resultados obtenidos para el modelo

¹ Al momento de realizar este trabajo este es el último dato disponible para la serie de ingreso nacional disponible.

econométrico de consumo estimado para la muestra anterior (1980-2000)? Como es de suponer, algunos de ellos no pueden sostenerse y la importancia de este análisis de sensibilidad es descubrir cuáles de ellos cambian con este nuevo régimen.

Los resultados han mostrado que, durante el período 1980-2000, el modelo presenta estabilidad en las estimaciones de los parámetros y se encuentra que: (i) el ingreso nacional disponible es el único determinante de largo plazo del consumo privado; (ii) los consumidores adoptan, en el corto plazo, dos *proxies* para ajustar riqueza: una medida del tipo de cambio real y un efecto del último pico de ingreso; (iii) la conducta de los consumidores en Argentina no puede describirse a través de modelos con restricciones de liquidez y (iv) el modelo engloba a otro modelo alternativo en el cual el ingreso se ajusta por el impuesto inflacionario. Sin embargo, después de 2002, los consumidores sufrirían restricciones de liquidez y parecerían olvidar las medidas previas de «percepción de riqueza» desapareciendo el efecto del último pico de ingreso.

La siguiente sección presenta una revisión de la literatura sobre la función consumo, en particular, un resumen del debate ingreso-riqueza, concentrándose también en los temas empíricos de interés para Argentina. La sección 3 presenta una descripción de los datos y los resultados econométricos. En la sección 4 se interpretan los resultados en términos de la existencia de restricciones de liquidez. La sección 5 evalúa estos hallazgos en relación con los efectos de variables adicionales y se divide en: (1) efectos asimétricos de la inflación, (2) activos líquidos y tasas de interés, (3) salarios y desempleo, (4) precios de las acciones y (5) variables demográficas. La sección 6 presenta un modelo alternativo que considera una nueva serie de ingreso ajustada por el impuesto inflacionario. La sección 7 analiza la sensibilidad de los resultados a una extensión de la muestra y la sección 8 presenta las conclusiones.

2. Una revisión de la literatura

La relación entre el gasto y el ingreso de los consumidores ha sido, sin dudas, uno de los primeros temas y uno de los más intensamente investigados en macroeconomía. Comenzando con la interpretación de la hipótesis de Keynes, la definición de la «función consumo» evolucionó desde los primeros estudios, formulados para conciliar la propensión marginal a consumir, observada en el corto plazo, con la estabilidad relativa de la propensión media, en particular, debido a las conocidas teorías del «ingreso permanente» y del «ciclo de vida» (Friedman, 1957, y Ando y Modigliani, 1963). Estas teorías continúan formando parte del debate actual, como en Carroll (2001, p. 2), que afirma que el comportamiento óptimo de los consumidores impacientes con incertidumbre en el ingreso laboral está «mucho mejor descrito por la afirmación original de Friedman de la hipótesis del ingreso permanente que por las posteriores versiones de maximización explícita».

Entre los primeros estudios, Pigou (1920) reconoció que algunos o todos los individuos tienen un «telescopio defectuoso» que les hace dar demasiado poco peso a la utilidad del consumo futuro. Y Duesenberry (1949) enfatizó el efecto de los factores cíclicos incorporados en su Hipótesis del Ingreso Relativo (HIR), que merece ser tomada en cuenta al momento de modelar empíricamente series de tiempo trimestrales (como las usadas en este trabajo).

En la HIR, el cociente entre el ahorro corriente y el ingreso corriente depende del cociente entre el ingreso corriente y el último pico de ingreso, Y_0 ,

$$S_t/Y_t = \alpha + \beta(Y_t/Y_0) + u_t \quad (1)$$

donde S_t = ahorro corriente, Y_t = ingreso disponible corriente e Y_0 = último pico de ingreso disponible. Así, la HIR de Duesenberry encerraba dos hipótesis diferentes: en el largo plazo, los ahorros

son proporcionales al ingreso ($Y_t = Y_p$), y en el corto plazo, la proporción de ingreso ahorrada (y consumida) depende (asimétricamente) de factores cíclicos ($Y_t = 0 < Y_p$). Duesenberry reconocía que los datos de ahorro e ingreso de largo plazo eran escasos e inexactos, pero proponía que los datos disponibles se usaran para hacer un análisis descriptivo y para evaluar estas hipótesis.

Asimismo, para conciliar la conducta de corto y largo plazo de la función de consumo observada, Friedman (1957) propuso la hipótesis del «ingreso permanente» (HIP). Friedman suponía que los consumidores toman sus decisiones en base a una medida de largo plazo de su ingreso. En este marco, el nivel de consumo (C_t) depende del flujo de ingresos corriente y futuro esperado, es decir,

$$C_t = \theta Y_{pt} + \mu_t \quad (2)$$

donde μ_t es independiente de Y_{pt} y tiene varianza finita, y donde Y_{pt} denota al «ingreso permanente». La aproximación de Y_{pt} presentada por Friedman (1957) era $(1-\lambda L) Y_{pt} = (1-\lambda) Y_t$, para obtener

$$C_t = \theta(1-\lambda) (1-\lambda L)^{-1} Y_t + \mu_t \quad (3)$$

El efecto de la riqueza en el gasto de los consumidores se introdujo principalmente en esta literatura después del trabajo pionero de Ando y Modigliani (1963). Con frecuencia, este efecto se ha analizado como la hipótesis del ciclo de vida (HCV), explicada por Modigliani (1975), en la cual el consumo privado se modela como:

$$C_t = \alpha Y_t + (\delta-r)A_t \quad (4)$$

donde A_t es la riqueza privada al período final y r es la tasa de retorno de los activos. Si las ganancias de capital y el interés se incluyen en el ingreso, $A_t = A_{t-1} + Y_{t-1} - C_{t-1}$; reemplazando en (4) y reordenando,

$$C_t = \alpha Y_t + (\delta-r-\alpha)Y_{t-1} + (1-\delta+r) C_{t-1} \quad (5)$$

lo que produce (al igual que en la HIP de Friedman) un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos de C_t e Y_t .

Además, la HCV ha introducido el efecto demográfico a la definición estándar de función consumo, dado que podría pensarse como la solución a una optimización durante el ciclo de vida de un individuo. De esto surgiría la necesidad de considerar una conducta diferencial de los consumidores según su edad.

Después de estas primeras formulaciones, una gran cantidad de investigación macroeconómica ha estado interesada en diferentes aspectos de la hipótesis del ingreso permanente-ciclo de vida, pero como señalan Muellbauer y Lattimore (1995), «1978 fue un hito para la investigación sobre la función consumo agregada». Dos trabajos de ese año han sido claves para la investigación que siguió: Davidson, Hendry, Srba y Yeo (1978) y Hall (1978).

DHSY formularon un modelo de «Corrección de Errores» (CE) para la respuesta dinámica del gasto real de los consumidores en bienes no durables al ingreso disponible personal real (Y). Estimaron (para el Reino Unido) una ecuación, que también incluía la tasa de crecimiento de precios (P), como la siguiente:

$$\Delta_4 c_t = \alpha_1 \Delta_4 y_t + \alpha_2 \Delta_1 \Delta_4 y_t + \alpha_3 \Delta_4 p_t + \alpha_4 \Delta_1 \Delta_4 p_t + \alpha_5 (c_{t-4} - y_{t-4}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

donde las letras en minúscula representan el logaritmo de las correspondientes letras mayúsculas, Δ_1 la primera diferencia y Δ_4 la diferencia cuarta. La ecuación (6) es una reparametrización de un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos² del nivel (ln) de las variables, como el sugerido por la hipótesis del ingreso permanen-

² La ecuación (6) está formulada para cuatro rezagos en lugar de uno como en las ecuaciones (3) y (5).

te-ciclo de vida (HIP-CV) (ecuaciones (3) y (5)). El trabajo de DHSY es considerado en la literatura como el que fija las bases para la posterior investigación sobre cointegración de series de tiempo no estacionarias (Engle y Granger, 1987).

Hendry y Ungern-Sternberg (HUS, 1981) continuaron la formulación de DHSY de un modelo de CE para la respuesta dinámica del gasto real de los consumidores en bienes no durables al ingreso disponible personal real, incluyendo los activos líquidos personales reales como una «corrección integral». Como la mayoría de los hogares son concientes de su posición de activos líquidos y las pérdidas en sus activos líquidos son el principal componente de su pérdida financiera en períodos inflacionarios, debe tenerse en cuenta el producto de la tasa de inflación y de los activos líquidos para relacionar el ingreso percibido con el efectivamente medido.

Hall (1978) propuso un enfoque econométrico alternativo al estudio de la hipótesis del ingreso permanente-ciclo de vida. Modelando una decisión de consumo intertemporal a través de un «consumidor representativo» con «expectativas racionales», mostró la implicancia estocástica de la HIP-CV: ninguna variable, excepto el mismo consumo rezagado un período, ayudaba a predecir el consumo corriente. Para evaluar esta hipótesis, se estimaron (para los Estados Unidos) modelos econométricos de gasto de los consumidores, incluyendo como regresores –además de los valores rezagados de consumo– el ingreso disponible per cápita, cuyos rezagos presentan coeficientes no significativos.³ Con estos resultados, Hall concluyó que la evidencia⁴ apoya una versión modificada de la HIP-CV, en la cual el consumo sigue un camino aleatorio, como se deriva de las Ecuaciones de Euler (condiciones de primer

orden del problema de maximización de los consumidores) en el modelo más simple.

Davidson y Hendry (1981) cuestionaron la validez del modelo de Hall para los datos del Reino Unido, ya que DHSY y HUS encontraron un modelo que engloba un modelo de camino aleatorio del gasto de los consumidores como el de Hall. Basados en los experimentos de Monte Carlo, también demostraron que, si un «Modelo de CE» fuese el «verdadero proceso generador de los datos», el camino aleatorio también sería una buena descripción de los datos. Más aún, señalaron que las implicancias estocásticas obtenidas por Hall podían expresarse como: «ninguna otra variable rezagada causaría en sentido de Granger a los residuos de la ecuación $C_t = \alpha_0 + \alpha_1 C_{t-1} + \varepsilon_t$ ». Pues, la causalidad de Granger (o anticipación temporal) es un concepto diferente de «exogeneidad» (como se trata en Engle, Hendry y Richard, 1980). Este hallazgo no impediría que los shocks en el «ingreso corriente» tuvieran efectos en el consumo corriente como en los modelos de DHSY y HUS.

La modelación empírica de la hipótesis de Hall se desarrolló más sobre la base de un modelo dinámico de expectativas racionales usando el Método Generalizado de Momentos (MGM). Hall (1978) había sacado sus conclusiones estimando directamente, a partir de datos agregados, la condición de primer orden, considerando que los consumidores estaban tan bien informados como los econométristas que estudiaban su conducta. Si las expectativas se forman racionalmente, los errores en la predicción no están correlacionados con la información que la gente tiene a su disposición en el momento de la predicción. Cuando los econométristas pueden observar el subconjunto de información que utiliza la gente, el enfoque de expectativas racionales sugiere las condiciones de ortogonalidad a ser usadas por el MGM. Una aplicación de este enfoque a la función consumo usando el MGM fue presentada por Hansen y Singleton (1982) [ver también el Capítulo II]. Ellos consideraron un modelo para el gasto de consumo real agregado de los Estados Unidos

³ Los cambios en los precios de acciones con rezagos de un solo trimestre (que podrían considerarse proxies de la riqueza) resultaron tener un valor modesto en la predicción de cambios en el consumo.

⁴ Esta implicancia se prueba con datos de series de tiempo de posguerra para los Estados Unidos (1948-1977).

(dividido por la población) como una medida del nivel de gasto en bienes de consumo de un accionista particular y usaron tasas de crecimiento del consumo rezagadas y tasas de retorno rezagadas como instrumentos (elementos del conjunto de información del accionista que el econométrista también es capaz de observar), que se suponen no correlacionados con los errores (el conjunto de condiciones de ortogonalidad) para calcular los parámetros desconocidos de la función consumo.

Siguiendo otra línea de investigación de la hipótesis del ingreso permanente, Campbell y Mankiw (1989) sugirieron que los datos de serie de tiempo de consumo, ingreso y tasas de interés deberían considerarse como generados no por un único consumidor que mira hacia adelante, sino por dos tipos de consumidores: (i) los que miran hacia adelante y consumen su ingreso permanente, pero son sumamente reticentes a sustituir el consumo intertemporalmente en respuesta a los movimientos de la tasa de interés y (ii) aquellos que siguen una «regla del pulgar» que consumen su ingreso corriente.

Una parte de la literatura sobre consumo considera a las restricciones de liquidez como la explicación más popular del fracaso del modelo de consumo de Hall (Muellbauer y Lattimore, 1995). Flavin (1981), usando el análisis de series de tiempo para cuantificar la revisión en el ingreso permanente, informó que el consumo es sumamente sensible al ingreso, conclusión que ha sido interpretada como evidencia de que las restricciones de liquidez son importantes para entender el comportamiento del gasto de los consumidores. Muellbauer y Lattimore (1995) consideraron que las restricciones de crédito podían ofrecer una explicación al exceso de sensibilidad del consumo a los cambios predecibles en el ingreso. Si bien la ecuación estocástica de Euler, del tipo de Hall —el consumo depende del consumo del período anterior— se mantiene para los consumidores $(1-\pi)$ sin restricciones de crédito (u), los consumidores (π) con restricciones de crédito (c) consumen su ingreso corriente,

$$\Delta c_t = (1-\pi)\Delta c_t^u + \pi\Delta c_t^c = (1-\pi)\varepsilon_t + \pi\Delta y_t^c \quad (7)$$

donde el cambio en el ingreso para los agentes con restricciones de crédito tendría como *proxy* el cambio en el ingreso promedio (*average non-property income*). Así, suponiendo que las expectativas $E_{t-1}\Delta c_t = \pi E_{t-1}\Delta y_t$ no son cero, se podría brindar una explicación del exceso de sensibilidad de los cambios en el consumo a los cambios anticipados en el ingreso.

Muellbauer y Lattimore (1995) también señalaron que las restricciones de crédito podían ofrecer una «explicación potencial a la modelación como CE de la función consumo». La literatura anterior había sugerido esta interpretación. Usando una forma alternativa de expresar el nexo entre DHSY y las restricciones de crédito, Muellbauer y Bover (1986) resolvieron un problema de optimización intertemporal sujeta a la restricción de crédito en una forma lagrangiana y encontraron que

$$E_t[\alpha(1+r_t)c_{t+1}^{-\beta}] = c_t^{-\beta}(1-\mu_t^*) \quad (8)$$

donde c_t es el consumo en el período t , r_t es la tasa real de retorno que vincula los períodos t y $t+1$ y μ_t^* es el precio sombra asociado a estar limitado en el crédito en el momento t .

Tomando una expansión de Taylor y separando la varianza y la covarianza de elementos de c_{t+1} y r_t , se obtienen aproximadamente los mismos resultados que en el caso en que $(1+r_t)$ y c_{t+1} siguen distribuciones logarítmicas normales. Así, hallaron que la tasa de crecimiento del consumo depende (linealmente en logaritmos) del efecto del racionamiento del crédito a través del precio sombra. El mismo no es directamente observable pero puede derivarse resolviendo todo el problema de programación intertemporal.

En este sentido, el precio sombra de la restricción de crédito en el período $t-1$ resultó ser dependiente de $E_{t-1}y_t - c_{t-1} = E_{t-1}\Delta y_t + y_{t-1} - c_{t-1}$ como los términos en la fórmula de DHSY (ver ecuación (10) en la siguiente

sección) representando y al ingreso y c al consumo. Su modelo puede interpretarse como una aproximación a la Ecuación de Euler para el consumo agregado, incorporando restricciones de liquidez.

De Brouwer (1996) también consideró que la inclusión de un término de CE era una manera de probar la existencia de restricciones de liquidez porque, si los hogares tenían estas restricciones, su consumo estaba obligado a seguir su patrón de ingreso, y si el ingreso no fuere estacionario, el consumo también sería un proceso no estacionario cointegrado con el ingreso.

Enfatizando el efecto de las restricciones de liquidez en el consumo en países en desarrollo (donde la capacidad de los consumidores de sustituir el consumo intertemporalmente es menor), Rossi (1988) estimó una aproximación a la Ecuación de Euler que incorporaba restricciones de crédito. Consideró que los consumidores que tenían restricciones de liquidez en t quizás no esperaran estar restringidos en $t+1$ y, por lo tanto, se verían forzados a dejar que su patrón de consumo siguiera más de cerca su patrón de ingreso. De los resultados, usando datos de panel para países en desarrollo, concluyó que el crecimiento del consumo esperado cambiaba (aunque en pequeña magnitud) con variaciones en la tasa de interés real una vez que se tenían en cuenta las restricciones de crédito, controlando por modelos de Corrección al Equilibrio de consumo-ingreso.

Zeldes (1989) puso a prueba la HIP respecto de la hipótesis alternativa de que los consumidores optimizan cuando están sometidos a restricciones de crédito. La prueba implicaba datos de panel divididos en dos grupos, de acuerdo con los cocientes entre activos financieros e ingreso. El grupo con pocos activos era más proclive a tener restricciones de liquidez. Estimando Ecuaciones de Euler para cada grupo por separado, encontró que «los resultados apoyan en general, pero no completamente, la visión de que las restricciones de liquidez tienen influencias importantes en el consumo».

Altonji y Siow (1987), usando micro-datos del «Panel of Income Dynamics», pusieron a prueba el modelo de consumo de expectativas racionales del ciclo de vida contra (i) un modelo keynesiano y (ii) el modelo de expectativas racionales del ciclo de vida con mercados de capitales imperfectos. En el segundo caso, la prueba considera dos tipos de consumidores que tienen el mismo valor de riqueza en $t-1$ (A_{t-1}) y son parecidos en todos los aspectos excepto por el ingreso esperado en el período t . El consumidor 1 aprende, antes de la elección de C_{t-1} que es probable que el ingreso aumente por razones exógenas. El aumento eleva los recursos para toda la vida y disminuye así la utilidad marginal de la riqueza. En consecuencia, el consumo en $t-1$ aumenta por encima del nivel que habría sido elegido en ausencia del aumento en el ingreso. Sin embargo, el aumento en C_{t-1} baja A_{t-1} , lo que incrementa $R'(A_{t-1})$, donde R es la tasa de retorno de la riqueza. La tasa de crecimiento del consumo es más grande que si $R'(A_{t-1})$ está fija en 1, y ese sería el caso si el mercado de capitales fuese perfecto. El consumidor 2 aprende, antes de la elección de C_{t-1} , que es probable que el ingreso caiga, y esto llevará a una disminución en C_{t-1} . El valor más bajo de C_{t-1} lleva a un aumento de A_{t-1} y a una caída en $R'(A_{t-1})$. Por consiguiente, el valor de la tasa de crecimiento del consumo será más pequeño de lo que habría sido en ausencia de un mercado de capitales imperfecto y más pequeño que la tasa de crecimiento del consumo para el consumidor 1. Esta respuesta asimétrica del consumo a las subas y bajas del ingreso, desarrollada por estos autores, se aplicó en varios trabajos empíricos para analizar la existencia de restricciones de liquidez. Altonji y Siow (1987) hallaron evidencia de que la gran mayoría de los hogares obedecían al modelo del ciclo de vida. Cuando incluyeron en el modelo las restricciones de liquidez, no encontraron asimetrías significativas en la respuesta del consumo a cambios positivos y negativos en el ingreso.

DeJuan y Seater (1999) evaluaron esta respuesta asimétrica cuando pusieron a prueba la HIP-CV contra la existencia de «res-

tricciones de liquidez». Usaron micro-datos para probar la HIP-CV contra las hipótesis alternativas de consumidores con «regla del pulgar» y también consumidores con «restricciones de liquidez». La Ecuación de Euler considerada para la estimación, que abarca la HIP-CV y los consumidores con «regla del pulgar», es

$$\ln(C_{i,t+1}/C_t) = B_0 + B_1 r_{i,t+1} + B_2 \ln(F_{i,t+1}/F_t) + B_3 R_t + B_4 \ln(Y_{i,t+1}/Y_t) + e_{i,t+1} \quad (9)$$

donde C es consumo, Y es la ingreso disponible real, R representa aquellas características de los hogares que afectan la tasa de preferencia temporal de la familia, r es la tasa de interés después de impuestos, y F indica el tamaño de la familia. En la hipótesis alternativa de restricciones de liquidez, los consumidores nunca pueden tener activos netos negativos y esta restricción de una riqueza (*non-human*) mayor que cero en el hogar lleva a una versión modificada de la ecuación (9): la respuesta del consumidor a cambios positivos en el ingreso debe ser mayor que la respuesta a cambios negativos ($B_4^+ > B_4^-$). En el caso de los consumidores con «regla del pulgar», en cambio, deben tener la misma respuesta a cambios positivos y negativos ($B_4^+ = B_4^-$), siempre consumen su ingreso corriente, ni piden prestado ni ahorran para suavizar consumo. Su principal hallazgo es que el comportamiento de los consumidores es consistente con la HIP-CV. No encontraron evidencia de que los movimientos en el ingreso corriente «causaran» cambios en el consumo total (o en varias subcategorías de consumo). Sus resultados no apoyaban tampoco la hipótesis de «restricciones de liquidez».

Un tema relacionado con las restricciones de liquidez es el efecto del «ahorro precautorio» (Deaton, 1991; Carroll, 1993, 2001), es decir: la incapacidad de pedir prestado cuando los tiempos son malos brinda un motivo adicional para acumular activos cuando los tiempos son buenos, incluso en el caso de consumidores relativamente impacientes. Carroll (2001) consideraba que el motivo del ahorro pre-

cautorio podía generar una conducta indistinguible de la generada por la existencia de restricciones de liquidez—usando Ecuaciones de Euler—porque el motivo del ahorro precautorio auto-impone reticencia a pedir prestado y una «restricción de liquidez *smoothed*». Pero también reconocía que esta equivalencia virtual no es importante en el caso de modelos macroeconómicos. Para ellos, una propensión marginal a consumir significativa a partir de fluctuaciones transitorias en el ingreso agregado debería probarse más allá de si fuera el resultado de restricciones de liquidez o de ahorros precautorios.

Deaton (1991) mostró que, con restricciones para pedir prestado, la conducta de ahorrar y acumular activos es sensible a las creencias de los consumidores con respecto al proceso estocástico que está generando su ingreso. Descubrió que «cuanto más prudentes son los consumidores y más incierto es el ingreso, mayor es la demanda de estos saldos con fines precautorios». Pero también halló que, en última instancia, cuando el ingreso es un camino aleatorio, los consumidores que quieren pedir prestado no pueden hacer nada «mejor» que consumir su ingreso. Esta conducta de «regla del pulgar» es óptima; la combinación de la persistencia de los caminos aleatorios y las restricciones de liquidez vigentes impiden la acumulación de activos. También analizó la diferencia entre el proceso microeconómico de ingreso y sus agregados macroeconómicos y halló que, aunque la conducta de consumidores pacientes e impacientes con respecto a la acumulación de la riqueza es diferente, algunos componentes de las fluctuaciones agregadas en el crecimiento del ingreso son comunes a todos los consumidores y pueden generar ahorros en el agregado. Añadió que la conducta de ahorro precautorio se intensifica en la medida en que declina la riqueza, porque reduce la capacidad de los consumidores más pobres de amortiguar el consumo contra los shocks de ingreso en el futuro. Sostenía, asimismo, que la conducta promedio depende del grado de impaciencia de los consumidores y no de la presencia o ausencia de restricciones.

Es importante señalar que el efecto de la tasa de interés no formaba parte de la primera Ecuación de Euler, si bien uno de los supuestos del trabajo pionero de Hall era el de tasa de interés constante. Campbell y Mankiw (1989) llamaron la atención sobre este tema, pues el teorema del camino aleatorio para el consumo se apoya crucialmente en ese supuesto. Sus resultados mostraron poca o ninguna correlación entre los cambios esperados en el consumo y la tasa de interés real *ex ante* (incluido el efecto de la «regla de pulgar» o no). Giovannini (1985) calculó la respuesta de la tasa de crecimiento esperada del consumo agregado a la tasa de interés real esperada. Encontró que, en sólo cinco de dieciocho países en desarrollo estudiados, la posibilidad de sustitución intertemporal en el consumo no era pequeña; en la mayoría de los casos, la respuesta del crecimiento del consumo a la tasa de interés real es ligeramente diferente de cero. Rossi (1988) halló que los resultados de Giovannini podían explicarse por la existencia de restricciones de liquidez, lo que sería usual en este tipo de países.

Otro tema relacionado con el trabajo pionero de Hall y reconsiderado por Campbell y Mankiw (1989) es el efecto de los precios de las acciones en el consumo. Hall (1978) encontró que cambios en los precios de las acciones rezagados en un trimestre presentan una modesta significatividad para predecir cambios en el consumo. Entonces, Campbell y Mankiw señalaban que «...Hall (1978) concluía que la evidencia favorecía a la hipótesis del ingreso permanente aunque informaba sobre rechazos formales utilizando precios de las acciones...». Recientemente, Bertaut (2002) investigó la importancia del efecto riqueza en el consumo que surgía de valores más altos en los títulos en los países industriales. Sus resultados de CE mostraron respuestas relativamente lentas del consumo a los cambios de riqueza, de modo que el consumo puede no haber respondido completamente a las subas más recientes en los precios de las acciones en los países industriales.

Más relacionados con economías inestables, Heymann y Sanguinetti (1998) enfatizan que el consumo refleja la «percepción de riqueza». Consideraban que las decisiones de consumo se toman teniendo en cuenta futuras oportunidades de gasto, producción y oferta de crédito, y los individuos basan sus expectativas en sus creencias sobre la conducta de la economía como un todo. El crecimiento en el producto agregado puede ampliar las oportunidades productivas y, en la medida en que las percepciones de riqueza reaccionen positivamente a esas expectativas, los individuos planifican un consumo más alto. Sin embargo, sostuvieron que, cuando una economía experimentaba cambios importantes en su configuración (por ejemplo, reformas políticas o económicas), era muy difícil de suponer que los individuos introdujeran inmediatamente estos cambios, no postularon que los agentes conocieran automáticamente el proceso que generaba las variables relevantes, y modelaron una dinámica de aprendizaje de la conducta de los agentes. También conjeturaron que la dinámica del gasto cambiaría según las variaciones en las previsiones del tipo de cambio, en la medida en que los ciclos en la percepción de la riqueza tengan una correspondencia con las fluctuaciones en el tipo de cambio. Afirmaron que, en una economía de dos bienes, la riqueza incluye el valor presente estimado del ingreso de la oferta de bienes no transables. Así, la percepción de riqueza depende de los precios presentes de bienes no transables y de la expectativa de los individuos respecto de los precios futuros.⁵

Campos y Ericsson (2000) aplicaron el enfoque de DHSY y HUS al gasto de los consumidores (de bienes no durables y servicios) en Venezuela, durante el período 1970-1985 con datos anuales. Presentaron un modelo de Corrección al Equilibrio, donde se suponía que los consumidores mantenían el gasto y la riqueza (aproximada

⁵ En Argentina, un cambio importante en la percepción de riqueza parece haberse producido con el Plan de Convertibilidad, que implicaba un sistema «creíble» de paridad peso-dólar estadounidense.

por M2 de fin de período) proporcional al ingreso. Sus resultados (incluyendo la dinámica) son similares a los encontrados por HUS con datos trimestrales para el Reino Unido. Campos y Ericsson llamaron la atención sobre la similitud de las relaciones incluso cuando las propiedades de las series de tiempo y los momentos de los datos de los dos países difieren marcadamente (la variabilidad de los datos es más informativa en el caso de Venezuela).

Estudios previos para la Argentina mostraron que los valores de consumo rezagados, el ingreso corriente y rezagado y la tasa de inflación son los determinantes del consumo. Dueñas (1985) encontró que la función de consumo argentina respondía no sólo a los cambios anticipados en el ingreso corriente, sino también a los no anticipados, porque los agentes privados podían tener restricciones de liquidez cuando determinaban el nivel óptimo de consumo. Giovannini (1985) concluyó que, para la experiencia argentina, la sustitución intertemporal en el consumo nunca fue significativamente diferente de cero, cuando se usan la tasa de interés de los depósitos a plazo fijo y la tasa de retorno de la inversión externa (ajustada por la tasa de las Letras del Tesoro Norteamericano). Galiani y Sánchez (1994), siguiendo la metodología «general a particular», encontraron un gran efecto del ingreso corriente en el gasto del consumidor, así como un canal de transmisión de la volatilidad de la inflación a la volatilidad de la demanda agregada a través del gasto del consumidor. Ahumada, Canavese y González Alvaredo (2000) estimaron una función consumo, siguiendo también la metodología «general a particular», en la cual los determinantes del consumo privado resultaron ser el ingreso y la tasa de inflación.⁶

Teniendo en cuenta los efectos de la «percepción de riqueza» sugeridos por Heymann y Sanguinetti (1998), y siguiendo un enfoque econométrico basado en DHSY (1978), este trabajo modela

⁶ Se utilizó una modificación de la variable inflación de modo de capturar respuestas asimétricas del consumo a cambios positivos y negativos en la tasa de inflación.

una función consumo agregada para Argentina durante un período de gran inestabilidad macroeconómica. Este trabajo intenta superar la falta de una medida adecuada para la «riqueza» y estudia diferentes medidas «resumen» para ajustar la «riqueza». La sección 3 explica el modelo.

3. Modelo empírico

El punto de partida del estudio econométrico del consumo argentino (con datos trimestrales) durante el período 1980:1-2000:4 es un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos para el consumo privado, el ingreso disponible y los activos líquidos. La modelación empírica se basa en la metodología «general a particular» (Hendry, 1995). El análisis mostró que sólo el ingreso disponible tiene una relación de largo plazo con el gasto de los consumidores durante las dos últimas décadas en Argentina. Una medida del tipo de cambio real, la inflación y el riesgo soberano también fueron incluidos para ajustar la «riqueza». Sin embargo, sólo el ingreso disponible aparece como el determinante de largo plazo.

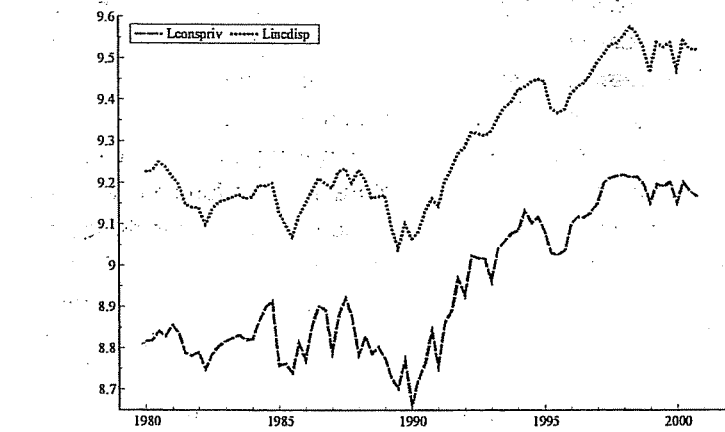
Dados estos resultados, esta sección realiza un profundo análisis de la relación entre consumo privado e ingreso disponible, que formó parte de la más antigua literatura sobre la función keynesiana, pero también de la más reciente sobre restricciones de liquidez y motivos precautorios, como puede deducirse de la sección anterior. Más aún, cuando se adopta una especificación autorregresiva de rezagos distribuidos (como en DHSY) para modelar esta relación, puede suponerse la HIP-CV como en las ecuaciones (5) y (6) de las cuales puede derivarse, como una solución de largo plazo, la proporcionalidad entre el gasto y el ingreso de los consumidores. La sección 3.1 describe los datos de consumo-ingreso y la sección 3.2 presenta los resultados econométricos concentrándose en los efectos de la riqueza.

3.1. Descripción de los datos

En el modelo del ciclo de vida (Ando y Modigliani, 1963), los determinantes del consumo son el ingreso laboral disponible y la riqueza financiera. Las estadísticas disponibles en Argentina permiten trabajar sólo con el ingreso nacional bruto disponible,⁷ que se obtiene como la suma del ingreso nacional bruto y las transferencias corrientes netas. La serie de gastos de consumo privado se calcula como la suma de los gastos en bienes y servicios de los residentes privados y de las instituciones sin fines de lucro que sirven a los hogares residentes.⁸

El Gráfico 1 muestra la conducta del gasto de consumo privado (conspriv) y el ingreso nacional bruto disponible (incdisp) en logaritmos (L), por trimestre, entre 1980:1 y 2000:4. El Gráfico 2 muestra un diagrama de puntos de estas variables para el mismo período de tiempo.

Gráfico 1

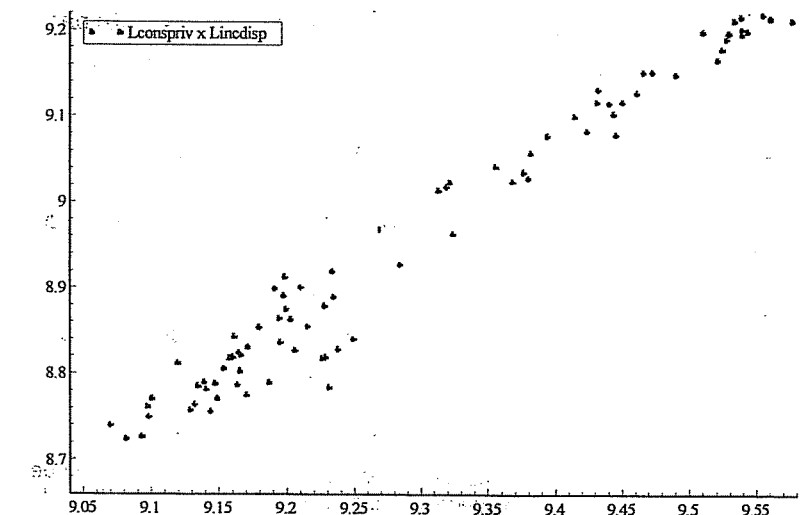


⁷ El ingreso nacional bruto disponible se define como el ingreso que disponen los propietarios residentes de factores de la producción, por participar en procesos productivos (del país y del exterior) y por cobrar (pagar) transferencias corrientes desde (hacia) el resto del mundo.

⁸ Como las antiguas cuentas nacionales no computan el consumo privado, se calculó como una proporción fija del consumo total hasta 1993.

A partir del análisis de la evolución temporal de las variables, pueden distinguirse dos períodos —1980/1990 y 1991/2000— de acuerdo con la conducta de ambas series. Entre 1980 y 1989, el consumo y el ingreso no experimentaron una tendencia definida e incluso se observó una caída en 1985, justo antes del Plan Austral, que apuntó a controlar las altas tasas de inflación que había experimentado la economía. Durante el tercer y el cuarto trimestre de 1989 y el comienzo de 1990, los valores tanto del consumo privado como del ingreso nacional bruto disponible muestran una gran baja. Este fue el período de hiperinflación. Desde el comienzo del Plan de Convertibilidad (1991) y durante los períodos de reformas económicas en un contexto de estabilidad de tipo de cambio y de precios, los dos agregados presentaron una tendencia positiva. Sin embargo, sufrieron una caída considerable en 1995, con la crisis del «Tequila», y también en 1998 y 1999, con las crisis rusa y brasileña.

Gráfico 2



A pesar de los dos diferentes períodos observados en el Gráfico 1, los co-movimientos de ambas variables parecen mantener una fuerte relación lineal positiva (el coeficiente de correlación es 0,986), como se muestra en el Gráfico 2. Esto sugiere una relación a largo plazo entre el consumo privado y el ingreso nacional bruto disponible, que se estudió econométricamente teniendo en cuenta las propiedades de las series de tiempo.

3.2. Resultados Econométricos

Las características del consumo privado (lconspriv) y del ingreso disponible (lincdisp) de Argentina, previamente descritas, se estudian econométricamente a través de la modelación (conjunta) de los procesos consumo/ingreso considerando su naturaleza de series integradas.⁹ Asimismo se tiene en cuenta la cuestión de la exogeneidad, que debe ser evaluada para validar un modelo condicional de consumo en función del ingreso disponible. A continuación se presenta el análisis de cointegración, usando un procedimiento basado en sistemas de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990) para la muestra 1980:1 a 2000:4.

sistema lconspriv y lincdisp

1981(1) a 2000(4) (4 rezagos y d88,d892,d893 y constante *unrestricted*)

λ_i	Ho: r=p	Max λ_i	Tr
0.296	p=0	28.18** 25.36** 11.4	30.94** 27.85** 12.5
0.033	p<=1	2.765 2.488 3.8	2.765 2.488 3.8

⁹ Ambas variables son integradas de primer orden, pues la hipótesis nula de los tests de raíces unitarias no puede rechazarse a los niveles tradicionales de significatividad. [Ver Apéndice 2].

Max λ_i is the maximum eigenvalue statistic ($-T \ln \lambda_i$) and Tr is the Trace statistic ($-T \ln \sum_{i=1}^r (1-\lambda_i)$), for each statistic the second column presents the adjusted by degree of freedom and the third the 95% (Osterwald-Lenum, 1992) critical values (See Hendry and Doornik, 1997).

	α	β'
Alconspriv	-0.60133 -0.085455	1.0000 -0.96395
Alincdisp	-0.03421 -0.079089	-1.0463 1.0000

α is the matrix of standardised weight coefficients and β' the matrix of eigenvectors.

Test LR. (r=1)

Ho: $\alpha_1=0$; Chi²(1) = 7.2904 [0.0069]**

Ho: $\alpha_2=0$; Chi²(1) = 0.0386 [0.8441]

Ho: $\beta_2=-1$; Chi²(1) = 0.30817 [0.5788]

LR is the likelihood ratio statistics assuming rank =1

El sistema bivariado muestra que el consumo privado (lconspriv) y el ingreso disponible (lincdisp) tienen una relación de largo plazo (cointegración) con un vector de coeficientes (1;-0,96). Los tests LR indican la validez del modelo condicional de lconspriv con respecto a lincdisp (rechazando $\alpha_1=0$ y no rechazando $\alpha_2=0$) es decir, los desequilibrios de la relación de cointegración entrarían sólo en la ecuación del consumo privado.¹⁰ Como no se rechaza un coeficiente de ingreso de largo plazo ($-\beta_2$) igual a 1, puede suponerse homogeneidad de largo plazo entre el consumo y el ingreso. Por lo tanto, la relación entre estas dos variables podría ser modelada en una versión simple de un modelo de Corrección al Equilibrio (como en DHSY, 1978; Davidson y Hendry, 1981):

¹⁰ Ver Johansen (1992) y Urbain (1992) y Ericsson (1994).

$$\Delta \text{conspriv}_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta \text{lincdisp}_t - \delta_2 (\text{Iconspriv}_{t-1} - \text{lincdisp}_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (10)$$

Hendry y Ungern-Sternberg (1981) continuaron la formulación de DHSY de un modelo de CE de modo de incluir los activos líquidos personales reales como una «corrección integral». Los activos líquidos pueden verse como un mecanismo de control integral para las discrepancias pasadas entre ingreso y gasto. Dada la falta de datos adecuados para la riqueza, el agregado monetario $m3^*$ [ver Apéndice 1] en términos reales se incluyó también en el sistema como una *proxy* para los activos líquidos —del mismo modo, Campos y Ericsson (2000) incluyeron M2 en el caso de Venezuela—. No se encontró ninguna relación entre esta variable ($m3^*$, logaritmo de $M3^*$ real) y el gasto de los consumidores argentinos [Apéndice 3, sistema 1].

Sin embargo, dadas las características de la historia económica argentina, el modelo del consumo privado y el ingreso disponible podría enriquecerse con *proxies* de «percepción de riqueza» derivadas del desempeño de la economía como un todo, como sugieren Heymann y Sanguinetti (1998). En países sometidos a shocks internos y externos, los consumidores deben adoptar diferentes variables económicas como instrumentos para aproximar la riqueza, y en los cuales basar sus decisiones. El conjunto de información se amplía para considerar, con este propósito, tres variables: inflación, riesgo soberano y una medida del tipo de cambio real. Las primeras dos variables también se analizaron para subperíodos relevantes.

La inflación (primera diferencia del logaritmo de los precios al consumidor) puede considerarse como una *proxy* de la erosión del valor real de la riqueza hasta 1991, antes del régimen de Convertibilidad (inflatpreconv), un período de inflación alta y variable. En este período, Argentina enfrentó la aceleración de la inflación hasta alcanzar niveles de hiperinflación.

El riesgo soberano puede considerarse como una medida de la sustentabilidad de la riqueza (y el ingreso), desde la crisis del Tequila (primer trimestre de 1995), cuando aparecen temores de reversión de flujos de capitales de los países emergentes después de la devaluación mexicana (srteq). Definido como el spread de las tasas de interés de los bonos del gobierno norteamericano y argentino (en dólares), se relaciona estrechamente con la tasa de interés doméstica ya que representa el efecto de su diferencia con respecto a la tasa externa que se considera como base. El riesgo podría ser un indicador de la posibilidad de repago de la deuda pública y también podría estar relacionado con el tipo de cambio, pues los agentes privados pueden modificar sus expectativas respecto de los cambios en el tipo de cambio real de acuerdo con los cambios en el riesgo de default del país [ver Ahumada y Garegnani, 2005].

Finalmente, el tipo de cambio real (exchráte) en sí mismo puede considerarse como otra medida de riqueza. Como el tipo de cambio permaneció fijo durante el régimen de Convertibilidad, se tomó como *proxy* el cociente entre los precios mayoristas y los precios al consumidor. Dada la mayor participación de transables/no transables en el primer índice en relación con el segundo, este cociente puede reflejar el precio relativo de estos bienes.

En el Apéndice 3 (sistema 2)¹¹ se presenta un sistema con las tres medidas de «percepción de riqueza» y los resultados muestran que, aunque el sistema se expanda para incluir las tres variables (juntas o de a una), se mantienen las mismas conclusiones: sólo el consumo privado y el ingreso nacional bruto disponible tienen una relación de largo plazo y no se rechaza la hipótesis de homogeneidad ni la validez de un modelo condicional de consumo en función de ingreso. Así, el análisis econométrico continúa con un modelo «general» que incluye el término de Corrección al Equi-

¹¹ Las tres medidas de «percepción de riqueza» son integradas de primer orden. Ver Apéndice 2.

libro de la relación consumo-ingreso (1 a 1) de largo plazo y los indicadores de riqueza que no entraban en la relación de largo plazo, pero podrían formar parte de la dinámica de corto plazo: inflación para el período pre-Convertibilidad, el riesgo soberano desde la crisis del Tequila y una medida del tipo de cambio real.

Además de estas variables, se probó un efecto asimétrico de aumentos y disminuciones del ingreso respecto del último pico pasado para tener en cuenta efectos cíclicos, siguiendo a Duesenberry (1949). Como se explicó anteriormente, Duesenberry proponía la Hipótesis del Ingreso Relativo –en la cual el cociente entre el ahorro corriente y el ingreso corriente depende del cociente entre el ingreso corriente y el último pico de ingreso– para analizar las variaciones cíclicas en el cociente entre consumo e ingreso. Para considerar si el consumo privado depende del cociente entre el ingreso corriente y el último pico de ingreso, se introdujo en la estimación una variable llamada *efpastpeak*. Cuando el ingreso disponible crece por encima del último pico, la variable *efpastpeak* toma el valor cero (el ingreso corriente es igual al nuevo pico de ingreso) mientras que si el ingreso disponible es más bajo que el último pico, la variable toma el valor de la diferencia entre el ingreso corriente y el último pico de ingreso.

La estimación comienza con un modelo irrestricto con 4 rezagos para cada variable y *dummies* trimestrales que permitieron obtener residuos ruido blanco homocedásticos y normales (Apéndice 4). Después de la simplificación, el modelo resultante fue:

Ecuación 1

Dpondcpriv =	+0.01778	+0.9366 Dlincdisp	+0.2647 <i>efpastpeak</i>
(SE)	(0.003988)	(0.08025)	(0.0534)
	-0.537 <i>Eqconsprivincdisp_1</i>	-0.1105 <i>drealexchrte34</i>	-0.06074 <i>d871</i>
	(0.08814)	(0.03731)	(0.02099)
	-0.1137 <i>d881</i>	-0.04544 <i>d931</i>	
	(0.02082)	(0.02103)	

R²=0.825275 F(7,71)=47.907 [0.0000] α =0.0205491 DW=1.99
RSS = 0.02998075994 for 8 variables and 79 observations

La variable dependiente en la Ecuación 1 (*Dpondcpriv*) se define como $Lconspriv - 0.80 * Lconspriv_{-1} - 0.20 * Lconspriv_{-4}$. Nótese que es un promedio ponderado de las diferencias con el primer y el cuarto rezago del consumo privado lo que podría estar reflejando un comportamiento estacional.¹²

Como la primera diferencia del ingreso, la variable *Dlincdisp*, entraba contemporáneamente en esta ecuación; también se realizó una estimación por el método de variables instrumentales usando el primer rezago de esta diferencia y el nivel rezagado de la variable *lincdisp* como instrumentos. El coeficiente de *Dlincdisp* no fue estadísticamente diferente del de la ecuación anterior (0,94), pero la especificación del modelo se deterioró ligeramente en comparación con los resultados de la Ecuación 1.

En el modelo presentado en la Ecuación 1, el término de Corrección al Equilibrio (*Eqconsprivincdisp_1*) es significativo y se observa que aproximadamente la mitad de los desequilibrios se corrigen en el primer trimestre para ajustar a la relación de homogeneidad de largo plazo entre el consumo y el ingreso. Hay también un efecto de corto plazo del ingreso nacional bruto disponible sobre el consumo privado: un aumento de 1% en la tasa de crecimiento del ingreso nacional bruto disponible aumenta la tasa de crecimiento del consumo privado en 0,94%. Sin embargo, esta variación debe corregirse con el efecto del último pico de ingreso; el coeficiente estimado de la variable *efpastpeak*, cuando el ingreso corriente es más bajo que su último pico. Si el ingreso disponible crece por encima del último pico, la variable *efpastpeak* toma el

¹² Estos coeficientes se derivan como una simplificación del modelo general presentado en el Apéndice 4. El coeficiente final para el primer rezago de *lconspriv* es 0,26 y para el cuarto rezago es 0,20, razonablemente similares a aquellos del modelo irrestricto para *lconspriv*. Como se muestra en el Apéndice 4, la hipótesis del coeficiente del rezago 1 igual a 0,26 no puede rechazarse a los niveles tradicionales de significatividad de 1%, 5% y 10%, y la hipótesis del coeficiente del rezago 4 igual a 0,20 no puede rechazarse a un nivel de significatividad de 1%.

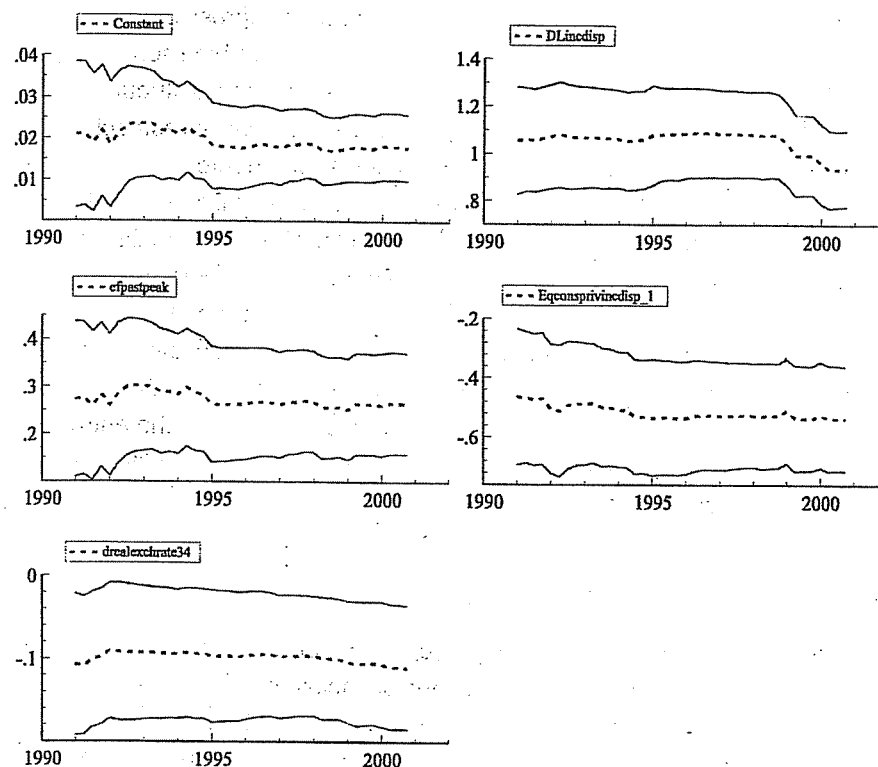
valor cero (el ingreso corriente es igual al nuevo pico de ingreso). Si, en cambio, el ingreso corriente aumenta 1%, pero el nivel es más bajo que el del pico anterior, el efecto impacto es menor que 0,94% (0,94 menos 0,26 veces la diferencia).¹³

Además, cuando el tipo de cambio real se mide por el cociente entre precios mayoristas y al consumidor como una *proxy* del precio relativo de los bienes transables respecto de los no-transables, la variación del tipo de cambio real entre el tercer y el cuarto rezago (*drealxchrate34*) tiene un efecto significativo y negativo sobre el consumo privado de aproximadamente 0,11. La demora en este efecto podría deberse al período de tiempo que necesitan los consumidores para adaptar sus decisiones a las variables que afectan su percepción de riqueza.¹⁴

Las variables *dummies* incluidas en la Ecuación 1 para el primer trimestre de 1987 (*d871*) y el primer trimestre de 1988 (*d881*) coinciden con períodos de aceleración en la tasa de crecimiento de los precios. En cambio, la variable *dummy* para el primer trimestre de 1993 (*d931*) podría deberse a un cambio en la medición de las cuentas nacionales a partir de este trimestre. Sin embargo, como todas las variables *dummy* son para el primer trimestre, podrían estar reflejando una estacionalidad diferencial para este trimestre.

Aunque la muestra incluye la década del '80 y del '90 juntas, la estabilidad de los parámetros del modelo de la Ecuación 1 no fue rechazada por su estimación recursiva, como puede observarse en los siguientes gráficos (las estimaciones recursivas de los principales coeficientes están dentro de los márgenes de más/ menos 2 veces los errores estándares previos).

Gráficos recursivos



4. ¿Una interpretación en términos de restricciones de liquidez?

Como sugirió De Brouwer (1996), una relación (de cointegración) de largo plazo entre el consumo y el ingreso y la inclusión de un término de Corrección al Equilibrio en la Ecuación 1 podría responder a la existencia de restricciones de liquidez. Con restricciones de liquidez, el consumo estará obligado a seguir el sendero del ingreso y, si el ingreso es no estacionario, el consumo será no estacionario y estará cointegrado con el ingreso. Sin embargo, los mo-

¹³ Cabe señalar que en el largo plazo la relación es de homogeneidad, pero en el corto plazo el efecto impacto dependerá de factores cíclicos.

¹⁴ La diferencia entre el tercer y el cuarto rezago podría también deberse a la estacionalidad implícita en la dinámica del tipo de cambio.

delos de Corrección al Equilibrio son también isomórficos con respecto a los modelos de consumo e ingreso autorregresivos de rezagos distribuidos. Como los modelos de HIP-CV también son englobados por los modelos autorregresivos de rezagos distribuidos [ver ecuaciones (2) y (5) en la sección 2], la existencia de restricciones de liquidez debería evaluarse más cuidadosamente.

Como se explicó en la sección 2, Muellbauer y Bover (1986) ofrecieron una manera alternativa de vincular el modelo de DHSY con las restricciones de liquidez, resolviendo un problema de optimización intertemporal sujeto a las restricciones de crédito. En su modelo, la tasa de crecimiento del consumo depende del efecto del racionamiento del crédito a través de su precio sombra. De este modo, el precio sombra resulta ser dependiente de la brecha entre el consumo de los agentes que sufren restricciones de crédito y al ingreso futuro, es decir,

$$E_{t-1}y_t - c_{t-1} = E_{t-1}\Delta y_t + y_{t-1} - c_{t-1}$$

donde y representa al ingreso y c al consumo. Esta expresión contiene términos similares a los que se incluyen del lado derecho de un modelo de Corrección al Equilibrio. Por lo tanto, un modelo de Corrección al Equilibrio podría tener una interpretación en términos de expectativas bajo restricciones de liquidez. Sin embargo, debería notarse que, en esta versión con expectativas de un modelo de Corrección al Equilibrio, el coeficiente estimado para Δy_t e y_{t-1} debería ser el mismo ($\delta_1 = \delta_2$ en (10)).

En el caso de la Ecuación 1, que incluye un término de Corrección al Equilibrio, esta interpretación no puede admitirse, pues la hipótesis de una respuesta igual del consumo a $DLincdisp$ y al término de Corrección al Equilibrio se rechaza fuertemente como puede verse en el siguiente test de restricciones lineales (las estimaciones son 0,94 y 0,54 respectivamente).

Test de Wald para restricciones lineales: $\beta_{DLincdisp} = -\beta_{Eqconsprivincdisp_1}$

LinRes F(1, 70) = 168.73 [0.0000] **

Más aún, otra forma de evaluar el efecto de las restricciones de crédito sobre el consumo consiste en verificar una respuesta asimétrica del consumo a la suba y a la caída del ingreso como proponían Altonji y Siow (1987) y DeJuan y Seater (1999). Altonji y Siow (1987) analizaron el modelo de expectativas racionales del ciclo de vida con mercados de capitales imperfectos y estudiaron una respuesta asimétrica del consumo a los aumentos y disminuciones del ingreso. Como la tasa de retornos de los activos es mayor (menor) cuando el ingreso esperado aumenta (disminuye), la tasa de crecimiento del consumo será mayor (menor). DeJuan y Seater (1999) consideraban que los efectos simétricos del ingreso están asociados con la conducta de «reglas del pulgar» ($\beta_{Dposincdisp} = \beta_{Dnegincdisp}$). En cambio, con restricciones de liquidez, la respuesta de los consumidores a cambios positivos en el ingreso debería ser mayor que la respuesta a cambios negativos ($\beta_{Dposincdisp} > \beta_{Dnegincdisp}$). Dado que se usan datos de panel en ambos trabajos, para evaluar esta hipótesis para el consumo agregado, se supone que hay menos consumidores restringidos que irrestringidos cuando aumenta el ingreso y viceversa. Además la tasa de crecimiento actual del ingreso ($DLincdisp$) se usa como *proxy* del crecimiento esperado del mismo.

La siguiente ecuación muestra los resultados que se obtienen cuando se permiten coeficientes diferentes para cambios positivos en el ingreso ($Dposincdisp$) y negativos ($Dnegincdisp$). La Ecuación 2 también muestra el test para evaluar la hipótesis de igual respuesta.

Ecuación 2

Dpondcpriv	=+0.01858	+0.2579 efpastpeak	-0.5368 Eqconsprivincdisp_1
(SE)	0.00458)	(0.05681)	(0.08869)
	-0.1123 drealexchrate34	-0.06155 d871	-0.1132 d881
	(0.03787)	(0.02123)	(0.02098)
	-0.04579 d931	+0.89103 Dposincdisp	+0.98442 Dnegincdisp
	(0.02118)	(0.1493)	(0.1544)

R²=0.825603 F(8,70)=41.423[0.0000] σ=0.0206759 DW=1.99
 RSS = 0.02992437978 para 9 variables y 79 observaciones

Test de Wald para restricciones lineales: $\beta_{Dposincdisp} = \beta_{Dnegincdisp}$
 LinRes F(1, 70) = 0.13189 [0.7176]

Estos resultados indican que no habría efectos asimétricos pues la hipótesis de igual respuesta del consumo a aumentos y disminuciones del ingreso en el corto plazo no es rechazada de acuerdo con los tests de restricciones lineales. Vale la pena señalar que, aunque la presencia del «efpastpeak» también representa un efecto asimétrico de la suba y la caída del ingreso, no puede entenderse como derivado de restricciones de liquidez, ya que las desviaciones del ingreso se toman respecto del último pico de ingreso y no de su valor rezagado un período.

Dados estos resultados, el comportamiento de los consumidores en la Argentina no podría interpretarse en términos de modelos con restricciones de liquidez que impliquen efectos asimétricos, ni en términos de modelos con restricciones de liquidez derivados de una forma de expectativas del modelo de Corrección al Equilibrio. Pero podría suponerse un tipo de conducta de regla del pulgar, siguiendo la visión de DeJuan y Seater respecto del efecto simétrico de los cambios en el ingreso corriente.

Sin embargo, la relación entre el consumo y el ingreso derivada de la estimación del modelo econométrico admite otra interpretación. La hipótesis del ingreso permanente-ciclo de vida podría suponerse a partir de la proporcionalidad entre el gasto y el ingreso de los consumidores que surge como solución de largo plazo. Y como dijo Carroll (2001): «ni las restricciones de liquidez ni la miopía son necesarias para generar la alta propensión marginal promedio a consumir que Friedman (1957) consideraba consistente con su concepción de la hipótesis del ingreso permanente». En el corto plazo, no sólo este término de desequilibrio afecta al gasto de los consumidores. La presencia del «efpastpeak» también puede ser parte del ajuste de la «riqueza» como expresan Ando y Modigliani (1963, p. 80), «...si interpretamos el papel del ingreso previo más alto como el de una proxy para la riqueza neta, luego la función de consumo de Duesenberry-Modigliani puede considerarse que brinda una buena aproximación empírica a la función de consumo tratada en este trabajo...». Para los ochenta y los noventa, la «percepción de riqueza» en la Argentina se basa en el máximo valor experimentado por el ingreso, debiendo ser ajustada por el comportamiento del tipo de cambio real como sugieren Heymann y Sanguinetti (1998).

5. Evaluación de los resultados econométricos

Para la muestra y los datos usados en este trabajo, los resultados revelan que el ingreso nacional bruto disponible es el único determinante de largo plazo del consumo privado en la Argentina. El tipo de cambio real y la diferencia entre el ingreso disponible corriente y el último pico de ingreso parecen ser las variables adoptadas por los consumidores como determinantes de corto plazo. Para realizar una evaluación más profunda del modelo resultante, se incorporan a la ecuación anterior otros efectos relacionados con el comportamiento de los consumidores en las economías emergentes. La primera dife-

rencia del riesgo país, la variable $Dsrteq$, no se incluyó en la Ecuación 1; si bien solamente había resultado ser significativa al nivel del 5%, la estimación recursiva indicó que no resultaba serlo para todas las submuestras. Sin embargo, en esta sección $Dsrteq$ se mantiene en el modelo para analizar los cambios en su significatividad cuando se consideran otras variables. Esta sección evalúa los efectos de variables adicionales divididas de la siguiente forma: (1) efectos asimétricos de la inflación, (2) activos líquidos y tasas de interés, (3) salarios y desempleo, (4) precios de acciones y (5) variables demográficas. Todas estas variables se reparametrizan en la forma $I(0)$ para mantener una ecuación balanceada.

5.1. Efectos asimétricos de la inflación

En una economía con inflación alta y variable, esta variable podría ser vista como una medida de percepción de riqueza. Como sorprendentemente no se ha podido detectar ningún efecto de la inflación para el período previo al plan de Convertibilidad, se re-evalúa su significatividad, incorporando al modelo la primera diferencia de la inflación, sin embargo, esta variable no ha resultado ser significativa.

A los fines de evaluar si la ausencia de efecto podría deberse a la existencia de efectos asimétricos de la inflación sobre el consumo, se introdujo el crecimiento de la inflación, dividiéndolo en cambios positivos ($Dinflpreconvpos$) y negativos ($Dinflpreconvneg$). Se podría pensar que sólo la «erosión de la riqueza», como consecuencia de la suba de la inflación, importa para el gasto de los consumidores. Por otro lado, se podría esperar un efecto «euforia», creado por una reducción en la tasa de inflación, que aumenta la «riqueza». Asimismo, podrían presentarse ambos efectos, pero con un coeficiente estimado diferente.

Ecuación 3

$Dpondcpriv$	$+0.01951$	$+0.9167$	$DLincdisp$	$+0.2917$	$efpastpeak$
(SE)	(0.004298)	(0.09112)		(0.06707)	
	-0.1102	$drealexchrate34$	-0.005339	$Dsrteq$	-0.535
	(0.04099)		(0.002816)		$Eqconsprivincdisp_1$
	-0.06107	$d871$	-0.1147	$d881$	-0.04701
	(0.0209)		(0.02076)		$d931$
	-0.003839	$Dinflpreconvpos$	$+0.004575$	$Dinflpreconvneg$	
	(0.01488)		(0.01681)		

$R^2=0.834222$ $F(10, 68)=34.219$ [0.0000] $\sigma=0.0204528$ $DW=2.05$
 $RSS=0.02844547146$ para 11 variables y 79 observaciones

Aunque se distinguieron el crecimiento positivo y el negativo de la inflación, ninguno de ellos resultó estadísticamente significativo para ningún período de la muestra (de acuerdo con la estimación recursiva). Más aún, se introdujo el efecto de las pérdidas en los activos líquidos reales debidas a la inflación, en forma de impuesto inflacionario. Este efecto tuvo como *proxy* la inflación multiplicada por un agregado monetario que no paga intereses ($m1$, el agregado monetario $M1$ real en logaritmos); como esta variable resultó $I(1)$ [ver Apéndice 2], su primera diferencia se incorporó al modelo. La variable se llama $Dinflatm1$ como se puede ver en la siguiente ecuación:

Ecuación 4

Dpondcpriv =	+0.01939	+0.934 Dlincdisp	+0.2846 efpastpeak
(SE)	(0.004015)	(0.08131)	(0.054)
	-0.1152 drealexchrate34	-0.005347 Dsrteq	-0.5462 Eqconsprivincdisp_1
	(0.03824)	(0.002782)	(0.08761)
	-0.06113 d871	-0.1148 d881	-0.04588 d931
	(0.0207)	(0.02054)	(0.02077)
	+0.001308 Dinflatm1		
	(0.002036)		

R²=0.834917 F(9,69)=38.775 [0.0000] σ=0.0202614 DW=2.03
 RSS=0.02832616529 para 10 variables y 79 observaciones

De los resultados de la Ecuación 4, se podría concluir que tampoco se encuentra un efecto de esta variable sobre el consumo privado.

5.2 Incorporación de los activos líquidos y de la tasa de interés

Siguiendo a Hendry y Ungern-Sternberg (HUS, 1981), la respuesta dinámica del gasto real de los consumidores al ingreso personal disponible real debería corregirse incluyendo los activos líquidos personales reales. Como la mayoría de los hogares son concientes de su posición de activos líquidos y las pérdidas en sus activos líquidos son el principal componente de su pérdida financiera en períodos inflacionarios, debe tenerse en cuenta el producto de la tasa de inflación y de los activos líquidos para relacionar el ingreso percibido con el medido. Para investigar el efecto de esta variable, se introdujo en el modelo la primera diferencia de agregado monetario m3* (Dm3*). Los resultados se presentan en la Ecuación 5.

Ecuación 5

Dpondcpriv =	+0.01814	+0.8518 Dlincdisp	+0.2817 efpastpeak
(SE)	(0.004048)	(0.08779)	(0.05544)
	-0.1605 drealexchrate34	-0.005243 Dsrteq	-0.5408 Eqconsprivincdisp_1
	(0.04984)	(0.002751)	(0.09224)
	-0.06332 d871	-0.1116 d881	-0.04568 d931
	(0.02058)	(0.02028)	(0.02052)
	-0.003476 Dm3*		
	(0.01863)		

R²=0.847687 F(9,53)=32.774 [0.0000] σ=0.0199911 DW=2.25
 RSS=0.02118107251 para 10 variables y 63 observaciones

De acuerdo con los resultados de la Ecuación 5, no habría un efecto de los agregados monetarios sobre el consumo privado, una vez que el tipo de cambio real y el efecto del pico pasado de ingreso se incluyen como medidas de «riqueza».

Como la tasa de interés juega un papel fundamental en el precio de los activos y como costo de oportunidad del consumo, se introdujo en el modelo el nivel de tasas de intereses reales domésticas (rint) para los depósitos a plazo fijo a 30 días.

Ecuación 6

Dpondcpriv =	+0.02046	+0.9155 Dlincdisp	+0.3055 efpastpeak
(SE)	(0.004078)	(0.07887)	(0.05637)
	-0.005404 Dsrteq	-0.5486 Eqconsprivicdisp_1	-0.1029 drealexchrate34
	(0.002755)	(0.08636)	(0.03669)
	-0.06035 d871	-0.1124 d881	-0.0469 d931
	(0.0205)	(0.02038)	(0.02055)
	-0.003996 rint		
	(0.002989)		

R²=0.838125 F(9,69)=39.695 [0.0000] σ=0.02006 DW=2.09
 RSS = 0.02777570915 para 10 variables y 79 observaciones

De acuerdo con estos resultados, no hay un efecto significativo de esta variable en el consumo privado. Giovannini (1985) también encontró que, para la experiencia argentina, la sustitución intertemporal en el consumo nunca fue significativamente distinta de cero, considerando datos anuales entre 1960 y 1977.

5.3 El papel de los salarios y el desempleo

Como mostró la Ecuación 1, un determinante del consumo privado de corto plazo es el tipo de cambio real cuando se aproxima por el cociente entre precios mayoristas y al consumidor (precios relativos de transables sobre no transables). Como los salarios reales reflejan principalmente la conducta de los precios de los no transables (esto es una consecuencia del supuesto de que los no transables son más intensivos en mano de obra que los transables), los cambios en los salarios reales podrían verse también como una *proxy* de las variaciones en el precio relativo entre transables y no transables. Siguiendo en esta línea, los efectos del ingreso laboral podrían no distinguirse claramente de aquellos del tipo de cambio real. Para aclarar la interpretación de los efectos del tipo de cambio real y de los salarios reales, se incorporó al modelo la primera diferencia de los salarios reales industriales¹⁵ (*Dlrealwage*), reemplazando la *proxy* del tipo de cambio real.

¹⁵ El salario real industrial es la única variable de ingreso laboral disponible para toda la muestra.

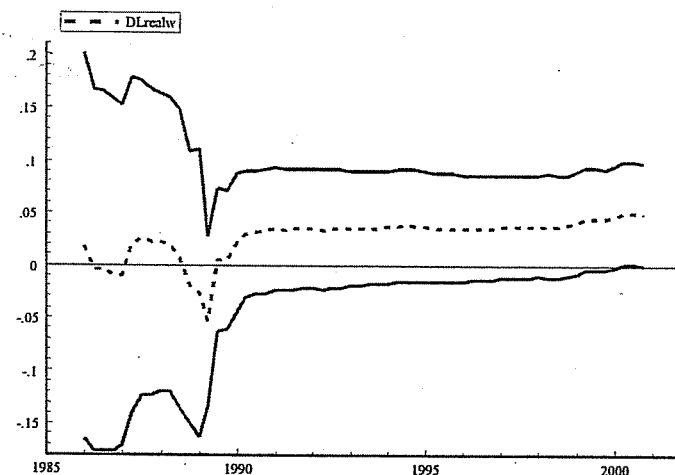
Ecuación 7

$Dpondcpriv =$	$+0.02194$	$+0.8998$	$DLincdisp$	$+0.3138$	$efpastpeak$
(SE)	(0.004085)	(0.08555)		(0.05439)	
	-0.005616	$Dsrteq$	-0.5716	$Eqconsprivinccdisp_1$	-0.05259
	(0.002858)		(0.08934)		(0.02123)
	-0.1164	$d881$	-0.04482	$d931$	$+0.04803$
	(0.02112)		(0.02133)		(0.02434)

$R^2=0.82297$ $F(8,70)=40.677$ [0.0000] $\sigma=0.0208314$ $DW=1.87$
 $RSS=0.03037616035$ para 9 variables y 79 observaciones

Aunque en la Ecuación 7 el salario real puede considerarse individualmente significativo a un nivel de significatividad del 5%, el gráfico recursivo muestra que esta variable no resulta ser significativa para toda la muestra.

Gráfico Recursivo



El siguiente paso fue verificar si el salario real industrial era o no una variable omitida cuando el tipo de cambio real se incluía como variable explicativa, pero también resultó no ser significativo.

También se probó otro indicador del ingreso laboral: la tasa de desempleo. Se introdujo al modelo la primera diferencia de esta variable, pero tampoco resultó significativa para toda la muestra.

5.4 Incorporación de los precios de las acciones

El trabajo pionero de Hall había descubierto que los cambios rezagados en los precios de las acciones tienen un valor modesto para predecir cambios en el consumo. Recientemente, Bertaut (2002), usando precios de las acciones como *proxy* para la riqueza mantenida en acciones, estudió su efecto en la conducta de consumo en diversos países industriales. En este trabajo, el índice agregado de los precios de las acciones en Argentina, conocido como Merval, puede incluirse en el modelo. Esta medida, que está disponible desde 1988:1 a 2000:1, podría ser considerada como otra *proxy* de la percepción de riqueza. Aunque se suele usar como indicador del desempeño económico, cabría señalar que la participación de las acciones en la riqueza agregada de la Argentina sería relativamente pequeña.

Para investigar el efecto de este determinante adicional de la «percepción de riqueza», se introdujo la tasa de crecimiento del Merval (Dlmerval) como una variable explicativa.

Ecuación 8

Dpondcpriv	=+0.01755	+0.8248 Dlindisp	+0.2546 efpastpeak
(SE)	(0.004394)	(0.09756)	(0.07139)
	-0.1349 drealexchrate34	-0.005594 Dsrteq	-0.5551 Eqconsprivncdisp_1
	(0.04406)	(0.002821)	(0.1128)
	-0.04345 d931	-0.007981 Dlmerval	
	(0.02092)	(0.00779)	

R²=0.825379 F(7,43)=29.035 [0.0000] σ=0.0202497 DW=2.19
RSS=0.01763208849 para 8 variables y 51 observaciones

No se encontró ningún efecto de esta variable una vez incluidas las otras medidas de «percepción de riqueza».

5.5 Variables demográficas

Uno de los principales temas debatidos en la literatura sobre el consumo es el problema de la agregación.¹⁶ A continuación se consideran dos cuestiones diferentes con respecto al efecto de la población: una se relaciona con el uso de datos per cápita y la otra se asocia con la edad.

No se pueden trasladar directamente los resultados de un agente representativo al comportamiento agregado. Por ejemplo, Hansen y Singleton (1982), quienes modelaron datos de series de tiempo siguiendo el enfoque de la Ecuación de Euler, aproximaron el nivel de consumo de un accionista particular como el consumo agregado dividido la población. Si el modelo de la Ecuación 1 se interpretara como derivado de la HIP-CV para un agente individual, el uso de datos agregados merecería ser validado.

¹⁶ Para un tratamiento detallado, ver Muellbauer y Lattimore (1995), sección 10.

Por lo tanto, el modelo se re-estima con datos *per cápita*: el consumo y el ingreso nacional disponible divididos por el total de la población.

Ecuación 9

DLconspc = +0.009277 (SE) (0.004095)	+1.026 Dlincdisp (0.082)	+0.1739 efpastpeak (0.05638)
-0.07745drealxchrate34 (0.03875)	-0.004652 Dsrteq (0.002933)	-0.7469 Eqconsprivincdisp_1 (0.09187)
-0.07399 d871 (0.02178)	-0.1245 d881 (0.02157)	-0.04639 d931 (0.02185)

$R^2=0.844811$ $F(8,70)=47.633$ [0.0000] $\sigma=0.0213179$ $DW=2.30$
 RSS=0.03181182445 para 9 variables y 79 observaciones

Los resultados de la Ecuación 9 son bastante similares a los obtenidos en la Ecuación 1, de modo que el uso de variables agregadas o per cápita no cambia los resultados obtenidos en secciones anteriores.

Los efectos de cambios en la composición de la población también podrían tenerse en cuenta, pues diferentes grupos etarios tienen diferentes propensiones marginales al consumo (como supone la hipótesis del ciclo de vida). Para evaluar si los resultados anteriores cambian al introducir la estructura de edades de la población, se agregó en la Ecuación 10 como *proxy* la tasa de crecimiento (anual) de la población que forma parte de la fuerza laboral (la población económicamente activa, D4eap).

Ecuación 10

DLconspc = +0.01143 (SE) (0.006859)	+1.023 Dlincdisp (0.08302)	+0.1818 efpastpeak (0.06019)
-0.07925 drealexchrate34 (0.03925)	-0.004454 Dsrteq (0.002994)	-0.7488 Eqconsprivincdisp_1 (0.09256)
-0.0733 d871 (0.02199)	-0.1254 d881 (0.02183)	-0.04487 d931 (0.02232)
-0.006895 D4eap (0.01754)		

$R^2=0.845157$ $F(9,69)=41.846$ [0.0000] $\sigma=0.0214479$ $DW=2.29$
 RSS=0.03174074888 para 10 variables y 79 observaciones

Los resultados muestran que esta variable demográfica no ha resultado ser significativa para toda la muestra.

En síntesis, no se detectaron efectos adicionales a los incluidos en la Ecuación 1 por parte de la inflación, los activos líquidos, la tasa de interés real, los salarios reales, el desempleo, los precios de las acciones y las variables demográficas consideradas.

6. Un modelo alternativo: El efecto del impuesto inflacionario sobre el consumo

6.1 El modelo

Un resultado sorprendente de la última sección es que el efecto sobre el consumo privado de las pérdidas de activos líquidos reales debidas a la inflación (*proxy* de la tasa de inflación multiplicada por un agregado monetario que no paga intereses) no es significativo cuando se introduce como regresor adicional (en primeras diferencias). Este resultado se observa no sólo para todo el período, sino

también para la década del '80, cuando se produjo la hiperinflación. Como indicaban HUS, la medida convencional del ingreso disponible no puede ser una buena *proxy* del ingreso real en períodos de inflación alta y variable. Dada la experiencia inflacionaria que Argentina enfrentó durante el período muestral, el ingreso real se recalculó sustrayendo una proporción de las pérdidas de activos líquidos reales debidas a la inflación. Esta nueva medida fue utilizada para un modelo alternativo de consumo privado.

Dado que los agentes económicos deben acumular saldos nominales más altos para mantener sus saldos reales cuando el nivel de precios sube, la inflación puede considerarse un impuesto. La recaudación de este impuesto no legislado –llamado «impuesto inflacionario»– se calcula como:

$$\pi_{tax} = \frac{\Delta M_t}{P_t} - \left(\frac{M_t}{P_t} - \frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} \right)$$

donde M representa los saldos monetarios nominales y P es el nivel general de precios.

La nueva medida de ingreso nacional disponible se construyó teniendo en cuenta la volatilidad de la inflación de la siguiente manera: la serie original de ingreso nacional disponible entre 1980:1 y 1984:3, la medida de ingreso ajustada por el impuesto inflacionario entre 1984:4 y 1991:1, y finalmente la medida convencional desde 1991:2 hasta el final de la muestra.¹⁷

La estimación del sistema incorporando el consumo privado, la nueva medida de ingreso (incdispnnettinfat) y las tres medidas de «percepción de riqueza» muestra que las conclusiones se mantie-

nen: sólo el consumo privado y la nueva medida de ingreso nacional disponible tienen una relación de largo plazo y no se rechazan las hipótesis de homogeneidad y de validez de un modelo condicional del consumo en función de ingreso.

La estimación comenzó con un modelo irrestricto con 4 rezagos para cada variable y *dummies* trimestrales que permiten residuos ruido blanco, homocedásticos y normales. Después de la simplificación, el modelo resultante fue

Ecuación 11

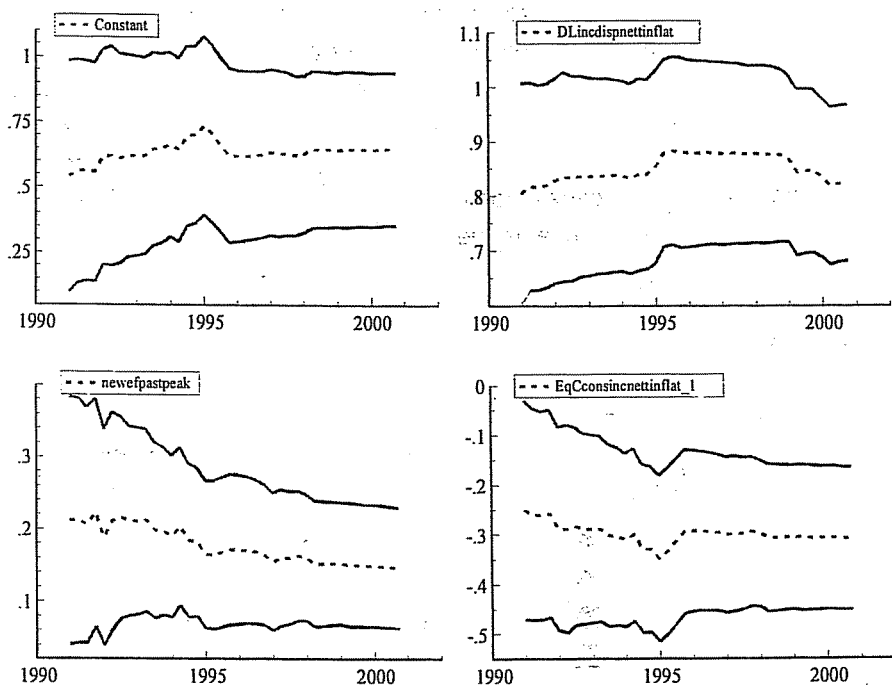
Dpondcpriv =	+0.6479	+0.8246 Dlincdispnettinfat	+0.1462 newefpastpeak
(SE)	(0.1468)	(0.07121)	(0.04191)
	-0.3077EqCconsincnettinfat_1	+0.08928 d844	-0.05041 d871
	(0.0718)	(0.02439)	(0.02381)
	-0.09322 d881	+0.1462 d892	-0.0521 d931
	(0.02384)	(0.02964)	(0.02388)

R²=0.77588 F(8,70)=30.292 [0.0000] σ =0.0234388 DW=1.85
RSS=0.03845626365 for 9 variables and 79 observations

Estos resultados son similares a los de la Ecuación 1. La diferencia principal del modelo en la Ecuación 11 es que la medida del tipo de cambio real no resultó significativa.¹⁸ La estabilidad de los parámetros de la estimación presentada en la Ecuación 11 fue evaluada y no rechazada a través de la estimación recursiva como se observa en los siguientes gráficos.

¹⁸ Además de las variables *dummy* incluidas en la Ecuación 1, resultaron significativas a los niveles tradicionales de significatividad las variables *dummy* para el cuarto trimestre de 1984 y el segundo trimestre de 1989.

Gráficos recursivos



Como ambos modelos muestran estimaciones de parámetros estables y la Ecuación 1 tiene sólo una pequeña ventaja en términos de bondad del ajuste, los modelos también fueron comparados a través de tests de englobamiento.

6.2 Englobamiento

Como la Ecuación 11 ofrecía un modelo econométrico alternativo para el consumo privado, podría extenderse la evaluación de la Ecuación 1 para probar englobamiento. Si uno de los modelos puede explicar los resultados del otro, ese modelo puede ser el «preferido», pero si ninguno de ellos puede englobar al otro, una estrate-

gia de investigación progresiva podría sugerir un modelo conjunto que incluyera ambos conjuntos de variables [ver Ahumada, 1985; Ericsson, 1983; Hendry y Richard, 1989; Mizon, 1984; y Mizon y Richard, 1986, para un tratamiento más detallado]. El siguiente cuadro presenta los resultados de cuatro test de englobamiento. El Modelo 1 corresponde a la Ecuación 1, y el Modelo 2 a la Ecuación 11.

Test de encompassing

Modelo 1 v Modelo 2	Forma	Test	Forma	Modelo 2 v Modelo 1
-1.86356	N(0,1)	Cox	N(0,1)	-6.33551
1.62008	N(0,1)	Ericsson IV	N(0,1)	4.57209
6.31832	Chi ² (5)	Sargan	Chi ² (4)	20.284
1.28942	F(5,66)	Joint Model	F(4,66)	6.73194
[0.2791]				[0.0001]

Los resultados muestran que el Modelo 1 engloba al Modelo 2. Por lo tanto, el modelo con ingreso no ajustado, pero con el tipo de cambio real (Ecuación 1) sería «preferido» a aquel en el que el ingreso está ajustado por las pérdidas de los activos líquidos durante los períodos inflacionarios.

7. Sensibilidad de los resultados a una extensión de la muestra

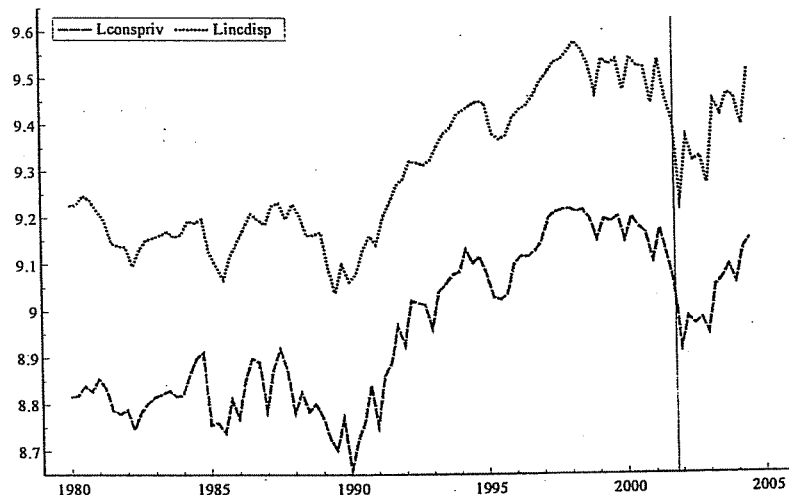
7.1 La re-estimación del modelo

La muestra usada en la primera parte de este trabajo termina en el año 2000. En esta sección se reevalúan los resultados para una extensión de la muestra hasta 2004:3. Este período incluye la devaluación de Enero de 2002 después que el gobierno anunció el «default» de su deuda externa y el abandono del régimen de Convertibilidad. Desde entonces, la economía argentina se deterioró, el pro-

ducto colapsó, los salarios reales disminuyeron y el desempleo aumentó a niveles sin precedentes. Asimismo el «default» y la devaluación parecerían haber alterado las expectativas de ingreso y la «percepción de riqueza». Después de este «enorme quiebre», la pregunta clave es: ¿pueden mantenerse los resultados obtenidos por el modelo econométrico de consumo estimado para la muestra anterior (1980-2000)? Como es de suponer, algunos de ellos no pueden mantenerse y la importancia de este análisis de sensibilidad es descubrir cuáles de ellos cambian con este nuevo régimen. Por lo tanto, el modelo presentado en la sección 3 se re-estima con una extensión de la muestra que incluye el período 2001:1 a 2004:3.

El gráfico 3 muestra la conducta del gasto privado del consumidor y la del ingreso nacional bruto disponible en logaritmos para la muestra (1980:1-2004:3). Después del «default» y el abandono del régimen de Convertibilidad ambas variables cayeron abruptamente, mostrando niveles similares a los de finales de 1991 y comienzos de 1992. Sin embargo, el efecto pronto se revirtió y las variables recuperaron los valores observados antes de que se produjera el quiebre.

Gráfico 3



Para toda la muestra, se presenta a continuación el análisis de cointegración, que se realiza siguiendo el procedimiento basado en sistemas.¹⁹ Se re-estima un sistema que incorpora el consumo privado, el ingreso nacional disponible y las tres medidas de «percepción de riqueza». Los resultados muestran que, aunque el sistema se extiende a las tres variables de percepción de riqueza conjuntamente o considerándolas por separado, se mantienen las mismas conclusiones: sólo el consumo privado y el ingreso nacional disponible tienen una relación de largo plazo y no se rechazan las hipótesis de homogeneidad y de validez de un modelo condicional del consumo en función del ingreso.

sistema lconspriv y lincdisp

muestra extendida 1980(1) to 2004(3) (5 rezagos y d88,d892,d893,d901,d014,d021 y constante unrestricted)

λ_i	Ho: r=p	Max λ_i	Tr
0.236	p=0	125.12**	22.42**
0.019	p<=1	1.832	1.635

Max λ_i is the maximum eigenvalue statistic ($-\ln \lambda_i$) and Tr is the Trace statistic ($-\ln \Sigma(1-\lambda_i)$), for each statistic the second column presents the adjusted by degree of freedom and the third the 95% (Osterwald-Lenum, 1992) critical values (See Hendry and Doornik, 1997).

	α	β'
Alconspriv	-0.66905	-0.16813
Alinclisp	0.06679	-0.19238

α is the matrix of standardised weight coefficients and β' the matrix of eigenvectors.

test LR(r=1)

Ho: $\alpha_1=0$; $\chi^2(1) = 6.6675$ [0.0098] **

Ho: $\alpha_2=0$; $\chi^2(1) = 0.071016$ [0.7899]

Ho: $\beta_2=-1$; $\chi^2(1) = 0.34122$ [0.5591]

LR is the likelihood ratio statistics assuming rank =1

¹⁹ Para el conjunto de datos y para la muestra completa, se sigue manteniendo el orden de integración de las variables.

Para la muestra extendida, y a través del mismo enfoque seguido en la Ecuación 1, el modelo obtenido después de la simplificación fue:

Ecuación 12

Dpondcpriv=	-0.1048	+0.8834 Dlincdisp	-0.3489 Dlincdisp0204
(SE)	(0.01993)	(0.08152)	(0.1077)
	+0.2182 efpastpeak80022	-0.5607 Eqconsprivincdisp_1	-0.128 drealexchrates34
	(0.04248)	(0.09002)	(0.03963)
	-0.06227 diQ889193	-0.02877 d992	-0.03816 d0223
	(0.01406)	(0.02417)	(0.01717)

R²=0.7998 F(8,83)=41.468 [0.0000] σ=0.0232 DW=1.95
RSS=0.0450007349 para 9 variables y 92 observaciones

Test de comportamiento residual y de especificación²⁰

AR 1- 1	F(1, 82) =	0.061121	[0.8054]
AR 1- 5	F(5, 78) =	0.9155	[0.4755]
ARCH 1	F(1, 81) =	0.5142	[0.4754]
ARCH 4	F(4, 75) =	0.82941	[0.5106]
Normality	Chi ² (2) =	0.2457	[0.8844]
Xi ²	F(13, 69) =	0.88043	[0.5766]
Xi*Xj	F(25, 57) =	1.1299	[0.3428]
RESET	F(1, 82) =	0.012672	[0.9106]

Como en la Ecuación 1, la variable dependiente se ha transformado linealmente como un promedio ponderado de las diferencias con el primer y el cuarto rezago del consumo privado. El modelo presentado en la Ecuación 12 indica que el consumo privado ajusta para lograr la proporcionalidad en el largo plazo con el ingreso nacional disponible (aproximadamente la mitad de los desequilibrios se corrige en el primer trimestre). Sin embargo, los resultados muestran, en el corto plazo, un efecto diferente del ingreso nacional disponible sobre el consumo privado cuando la muestra

²⁰ Test LM de autocorrelación (AR), heteroscedasticidad (ARCH, cuadrados (Xi²) y cuadrados y productos cruzados (Xi*Xj) de los regresores). Se informan Normalidad y Especificación (RESET) (ver Hendry y Doornik, 1996).

se divide teniendo en cuenta el fin de la Convertibilidad. Para el primer período, un aumento de 1% en la tasa de crecimiento del ingreso aumenta la tasa de crecimiento del consumo privado en 0,88%. Durante el segundo período, este coeficiente debe corregirse con el coeficiente de la variable Dlincdisp0204, una *dummy* multiplicativa que toma el valor 0 antes de 2001:4 y el valor de Dlincdisp después de este período. La corrección indica que durante el período 2002:1 a 2004:3 el efecto impacto del ingreso nacional disponible es menor que antes. Un aumento de 1% en la tasa de crecimiento del ingreso nacional bruto disponible aumenta la tasa de crecimiento del consumo privado en 0,53%.

En el caso del último pico de ingreso, las estimaciones indican que este efecto asimétrico es significativo sólo para el período 1980:1 a 2002:2 (efpastpeak80022). Los consumidores tienen memoria del último pico de ingreso (segundo trimestre de 1998) hasta el segundo trimestre de 2002. La abrupta devaluación de comienzos de 2002, el nuevo régimen monetario y las restricciones financieras alteran las percepciones de riqueza anteriores y hacen que los consumidores olviden su ingreso previo más alto como *proxy* para su riqueza neta.

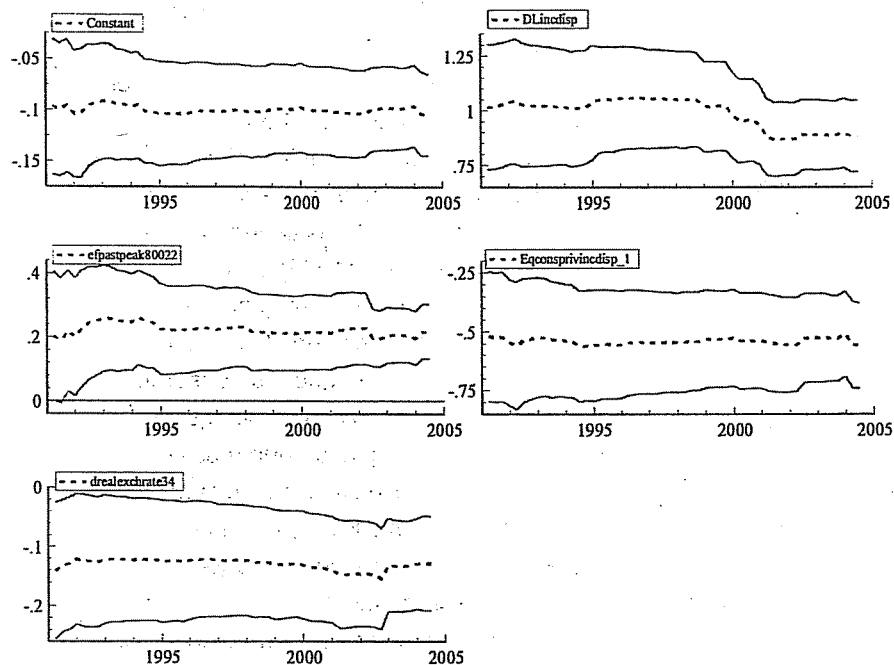
La única medida de «percepción de riqueza» que resulta nuevamente significativa (y para toda la muestra) es el tipo de cambio real, medido por el cociente entre precios mayoristas y al consumidor. La variación del tipo de cambio entre el tercer y cuarto período tiene un efecto significativo y negativo sobre el consumo privado de aproximadamente 0,13%, cerca de lo estimado antes de extender la muestra.

Del mismo modo que para el período anterior, se incluyó una variable *dummy* para el primer trimestre de 1988, 1991 y 1993 (diQ889193), que podría reflejar una estacionalidad diferencial para este trimestre. También se incluyó otra *dummy* para el segundo trimestre de 1999 que podría representar un efecto rezagado de la devaluación de Brasil. Si bien no resulta significativa a niveles tradicionales, contribuye tanto a la bondad del ajuste como a la estabilidad del coeficiente de ingreso. La variable *dummy* para el se-

gundo y el tercer trimestre de 2002 puede reflejar un efecto reza- gado de los episodios antes descriptos.

Para este modelo, se evaluó la constancia de los parámetros y no se rechazó a través de su estimación recursiva, como se obser- va en los siguientes gráficos.

Gráficos Recursivos



7.2 Prueba de las restricciones de liquidez

Los resultados obtenidos con la muestra extendida, aunque similares a los obtenidos en las secciones anteriores, parecen ser diferentes cuando se reevalúan las restricciones de liquidez. Esto podría sospecharse porque, después del «gran quiebre» de 2002, el acceso argentino a los mercados de capitales se vio seriamente restringido,

revirtiéndose el efecto de la liberalización financiera experimentada durante la década del '90. Aunque los flujos financieros a los países emergentes habían estado disminuyendo desde la crisis rusa (the «sudden stop» de Calvo, Izquierdo y Talvi, 2002), después del «default» de la deuda externa, la economía argentina tuvo que enfrentar más restricciones de crédito, surgidas tanto de fuentes externas como internas. No sólo se aceleró la fuga de capitales, sino que también, al mismo tiempo, hubo una reducción del crédito interno, debido a las restricciones financieras y a la pesificación asimétrica de los depósitos y préstamos bancarios que tuvo lugar después de la devaluación [ver Miller, Fronti y Zhang, 2004]. Aunque el sistema financiero argentino tendió a recuperarse en los meses siguientes, el crédito al sector privado siguió estando por debajo de los niveles anteriores.

Es importante recordar que, antes de la extensión de la muestra, el comportamiento de los consumidores argentinos no podía describirse a través de modelos con restricciones de liquidez, siguiendo a Muellbauer y Bover (1986) y Altonji y Siow (1987) y DeJuan y Seater (1999).

Como se explicó en la sección 4, en la especificación con expectativas del modelo de Corrección al Equilibrio de Muellbauer y Bover (1986), el coeficiente estimado de Δy_t y de y_{t-1} debe ser igual. Sobre la base de la Ecuación 12, se reconsidera esta interpretación para el período 1980:1-2004:3. La *dummy* multiplicativa indica una conducta diferente antes y después de 2002. En el período previo, el comportamiento de los consumidores no puede representarse a través de modelos con restricciones de liquidez. En dicho período, la hipótesis de una respuesta igual del consumo a $DLincdisp$ y al término de Corrección al Equilibrio se rechaza fuertemente como puede verse en el siguiente test de restricciones lineales.

Test de Wald para restricciones lineales: $\beta_{DLincdisp} = -\beta_{Eqconsprivincdisp-1}$
 LinRes F(1, 83) = 7.2202 [0.0087] **

Sin embargo, cuando se evalúa esta restricción para el período posterior a la Convertibilidad, el efecto corregido de corto plazo de DLincdisp (que proviene de la *dummy* multiplicativa) es igual al coeficiente de ajuste del término de Corrección al Equilibrio.

Test de Wald para restricciones lineales: $\beta_{DLincdisp} + \beta_{DLincdisp0204} = -\beta_{Eqconsprivincdisp-1}$
 LinRes F(1, 83) = 0.066297 [0.7974]

Estos hallazgos sugieren que los consumidores argentinos sufren restricciones de liquidez desde el primer trimestre de 2002, de acuerdo con la forma de expectativas del modelo de Corrección al Equilibrio de Muellbauer y Bover (1986).

Como se ha expresado anteriormente, el otro modo de interpretar las restricciones de liquidez consiste en verificar una respuesta asimétrica del consumo a aumentos y caídas del ingreso como demostraron Altonji y Siow (1987) y DeJuan y Seater (1999). La siguiente ecuación muestra los resultados para aumentos (Dposincdisp y Dposincdisp0204) y caídas (Dnegincdisp y Dnegincdisp0204) del coeficiente de ingreso, distinguiendo el efecto para el período 2002-2004.

Ecuación 13

Dpondcpriv	= -0.1063	+0.8372 Dposincdisp	-0.2501 Dposincdisp0204
(SE)	(0.02026)	(0.1545)	(0.1738)
	+0.9155 Dnegincdisp	-0.4532 Dnegincdisp0204	+0.2211 efdues80022
		(0.1513)	(0.165) (0.04737)
	-0.5705 Eqconsprivincdisp_1	-0.1348 drealexchrate34	-0.06209 dIQ889193
	(0.09135)	(0.04067)	(0.01419)
	-0.02578 d992	-0.04398 d0223	
	(0.02524)	(0.01848)	

R² = 0.801844 F(10,81) = 32.777 [0.0000] σ = 0.023 DW = 1.95
 RSS = 0.04455841104 para 11 variables y 92 observaciones

Las estimaciones muestran que los aumentos y las caídas del ingreso tienen un efecto similar sobre la tasa de crecimiento del consumo durante el período 1980-2001 y que, los aumentos del ingreso no resultaron significativos a los niveles tradicionales durante el período 2002-2004. Es importante señalar que durante el período 2002-2004 los aumentos del ingreso tuvieron casi dos veces el efecto de las caídas del ingreso sobre la tasa de crecimiento del consumo. La validez conjunta de ambas hipótesis se presenta a continuación:

Test de Wald para restricciones lineales: $\beta_{Dposincdisp} = \beta_{Dnegincdisp}$; $\beta_{Dposincdisp0204} = 0$
 LinRes F(2, 81) = 2.3297 [0.1038]

Como las restricciones lineales no pueden rechazarse conjuntamente con un «valor p» de 0,1038, podría concluirse que hay cierta evidencia de restricciones de liquidez después del «default» y la devaluación, no habiendo evidencia de su existencia durante el período 1980:1-2001:4.

En síntesis, durante el período 1980:1 a 2001:4, no se encontraron restricciones de liquidez cuando se evaluaron por medio de efectos asimétricos y por la forma de expectativas del modelo de Corrección al Equilibrio.²¹ Para este período, el efecto del último pico de ingreso reflejaría «efectos riqueza» pues se encuentran variaciones respecto del último pico y no respecto de su valor rezagado un período. La presencia de un término de Corrección al Equi-

²¹ En el Apéndice 5 la existencia de restricciones de liquidez se reevalúa usando ambos enfoques para el período 1980:1-1991:1, y los resultados muestran que la conducta de los consumidores no pueden describirse por medio de modelos con restricciones de liquidez. Además las restricciones de liquidez tampoco se verifican cuando se realizan estos tests para diferentes subperíodos de la década del '80.

brio sugiere que el consumo responde proporcionalmente al ingreso, pero sólo en el largo plazo, como sostenía la HIP-CV.

La extensión de la muestra revela resultados bastante diferentes respecto de las restricciones de liquidez. Los consumidores están restringidos después del «default» de la deuda externa y del abandono del régimen de Convertibilidad, cuando los consumidores parecen sentir restricciones para conseguir los recursos financieros necesarios para cumplir con sus planes de consumo óptimos. Para la muestra completa, se mantiene el efecto del tipo de cambio real en el corto plazo, como un indicador para ajustar la «percepción de riqueza».

El impacto de los «efectos de la riqueza» versus las «restricciones de liquidez» en la conducta agregada de los consumidores puede analizarse desde una perspectiva histórica. Durante la década de los '80, los consumidores conocieron los altos costos de la inflación, y trataron de evitar los contratos de más de unas pocas semanas. Las restricciones de crédito no eran inusuales. Sin embargo, los resultados de este trabajo demuestran que no habría restricciones de liquidez en el agregado. Por un lado, quizás las familias más ricas usaban sus activos líquidos para mitigar estas restricciones y para evitar las caídas del consumo. Por otro lado, quizás los ingresos por señoreaje (*seignorage*) fueran otra fuente de suavizar las restricciones presupuestarias a través de subsidiar el consumo. Por otra parte, la década del '90 se caracterizó por la estabilización de precios y los aumentos en el producto y el consumo. Las reformas políticas y económicas, la liquidez del sistema bancario y la voluntad internacional de financiar la economía hicieron que los consumidores mostraran una conducta optimista, se endeudaran y tuvieran activos en valor dólar. No parecían considerar que la tendencia de crecimiento alcanzada durante la Convertibilidad fuese temporaria y pudiera revertirse con el tiempo. Esto explica la ausencia de restricciones de liquidez en el modelo hasta fines de la Convertibilidad. En cambio, el «default» y la devalua-

ción de principios de 2002 generaron una reversión de la conducta crediticia internacional y nacional y la ruptura de contratos, que están capturadas por el modelo como la existencia de restricciones de liquidez hasta el fin de la muestra. Como explican Galiani, Heymann y Tommasi (2002): «...Uno de los grandes desafíos que tiene la economía argentina (y sus hacedores de política) será enfrentar esta situación para gradualmente reconstruir un sistema de crédito en el que las contingencias macroeconómicas «típicas» (tales como movimientos en el tipo de cambio real) no causen el peligro de un quiebre».

Los patrones de consumo derivados de los modelos econométricos parecerían ser consistentes con los diferentes contextos macroeconómicos en los que los consumidores argentinos han debido tomar sus decisiones de consumo-ahorro.

7.3 Sensibilidad de los resultados a la inflación y al desempleo

La extensión de la muestra incluye un período en el que reapareció la inflación y el desempleo subió a niveles sin precedentes. Por lo tanto, se reconsideran los efectos de ambas variables. Para reevaluar el efecto de las pérdidas de activos líquidos reales debidas a la inflación después del abandono del régimen de Convertibilidad, se recalculó el ingreso real como en la sección 6.

La medida alternativa del ingreso nacional disponible se calculó teniendo en cuenta la volatilidad de la inflación de la siguiente manera: la serie original de ingreso nacional disponible entre 1980:1 y 1984:3, la medida de ingreso ajustada por el impuesto inflacionario entre 1984:4 y 1991:1, la medida convencional desde 1991:2 a 2001:4, la medida de ingreso ajustada por las pérdidas de activos líquidos reales, a causa de la inflación durante el año 2002 y, finalmente, la medida convencional hasta el final de

la muestra.²² En la siguiente ecuación se presentan las estimaciones:

Ecuación 14

Dpondpriv	=+0.02302	+0.814	Dlincdispnettinflat	-0.4641	Dlincdispnettinflat0204	
(SE)	(0.004018)	(0.07331)		(0.1089)		
	+0.1097	efpastpeaktinflat8002		-0.5602	EqCconprivincnettinflat_1	
	(0.04349)			(0.0898)		
	+0.08679	d844	+0.1285	d892	-0.1584	d021
	(0.02673)	(0.03197)		(0.0265)		

R²=0.744555 F(7,84)=34.977 [0.0000] σ=0.0261499 DW=1.76

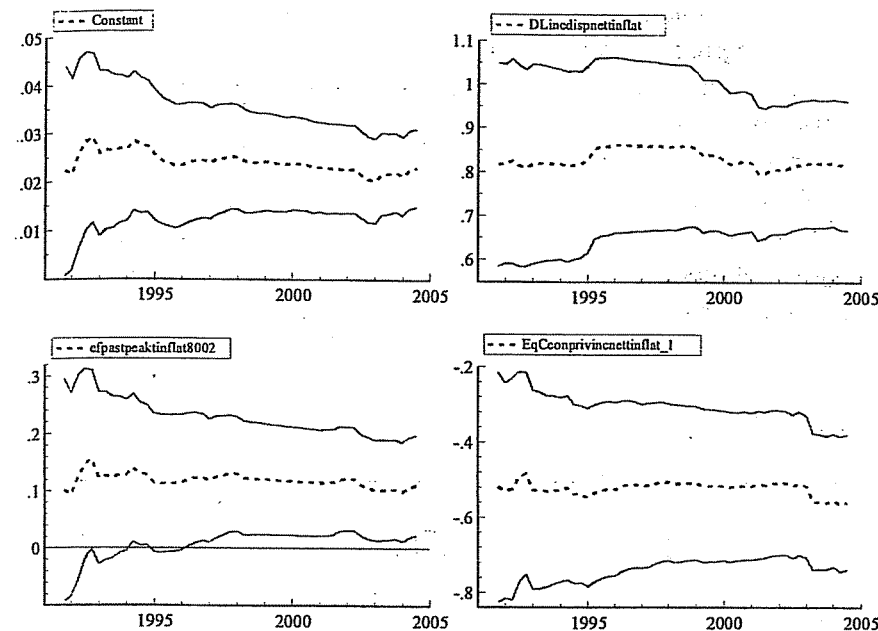
RSS = 0.05744068877 para 8 variables y 92 observaciones

Como se observa, las principales diferencias entre los resultados de los modelos de la Ecuación 12 y 14 son que la medida del tipo de cambio real no demuestra ser significativa y que el efecto del pico pasado de ingreso entra hasta el final del año 2002.²³ Se evaluó y no se rechazó conforme a la estimación recursiva, la constancia de los parámetros de las estimaciones de la Ecuación 14, como se muestra en los siguientes gráficos:

²² El impuesto inflacionario se calcula como en la sección 6.1.

²³ Como en la Ecuación 11, las variables *dummies* para el cuarto trimestre de 1984 y el segundo trimestre de 1989 resultaron significativas a niveles tradicionales. También se incluyó una variable *dummy* adicional para el primer trimestre de 2002.

Gráficos Recursivos



Los resultados de tests de englobamiento son también similares a los obtenidos en la sección 6.2. El siguiente cuadro presenta los resultados de los cuatro tests de englobamiento. El Modelo 1 es el de la Ecuación 12 y el Modelo 2 el de la 14.

Test de encompassing					
Modelo 1 v Modelo 2	Forma	Test	Forma	Modelo 2 v Modelo 1	
-2.83392	N(0,1)	Cox	N(0,1)	-6.81851	
2.42159	N(0,1)	Ericsson IV	N(0,1)	5.05365	
9.63503	Chi ² (7)	Sargan	Chi ² (8)	25.8312	
1.42587	F(7,76)	Joint model	F(8,76)	4.2187	
[0.2074]				[0.0003]	

Estas estadísticas indican que el Modelo 1 engloba al Modelo 2.²⁴ Por lo tanto, el modelo con el ingreso no ajustado, pero que incluye la variación en el tipo de cambio real y el efecto del último pico de ingreso hasta el segundo trimestre de 2002 (Ecuación 12) se «preferiría» a aquel en el que el ingreso está recalculado considerando las pérdidas de los activos líquidos durante períodos inflacionarios.

Para evaluar si el cambio en el desempleo tiene un efecto significativo sobre el consumo privado para la muestra extendida, se agregó al modelo de la Ecuación 12 el cambio en el desempleo (Dunemployment).

Ecuación 15

Dpondcpriv =	-0.1058	+0.8815 Dlincdisp	-0.3479 Dlincdisp0204
(SE)	(0.02034)	(0.08222)	(0.1084)
	+0.2169 efpastpeak80022	-0.565 Eqconsprivincdisp_1	-0.1292 drealexchrate34
	(0.04295)	(0.0917)	(0.04006)
	-0.0622 diq889193	-0.02722 d992	-0.03725 d0223
	(0.01414)	(0.02488)	(0.01755)
	-0.0006197 Dunemployment		
	(0.002136)		

$R^2 = 0.800082$; $F(9, 82) = 36.463$ [0.0000] $\sigma = 0.0234142$ $DW = 1.96$
 RSS = 0.04495458587 for 10 variables and 92 observations

El desempleo no es significativo para toda la muestra. El efecto del desempleo en el consumo desde 2002 también fue evaluado con una variable *dummy* multiplicativa para el Dunemployment, pero este efecto tampoco fue significativo.

²⁴ Excepto por Cox a niveles tradicionales de significatividad.

8. Conclusiones

Este trabajo evalúa los efectos de la riqueza y las restricciones de liquidez en la función consumo de Argentina, durante el período 1980-2004. Se consideró la naturaleza de las series de tiempo para evaluar relaciones de largo plazo entre el consumo privado, el ingreso nacional disponible y también varias variables consideradas útiles para medir la «riqueza»: los activos líquidos, la inflación, el riesgo soberano y el tipo de cambio real. Los resultados muestran que el ingreso nacional disponible es el único determinante de largo plazo del consumo privado; no se rechazan las hipótesis de homogeneidad y la validez de un modelo condicional de consumo en función del ingreso. En el corto plazo, el efecto impacto también depende de factores cíclicos. La presencia de un término de Corrección al Equilibrio sugiere que el consumo responde proporcionalmente al ingreso, pero sólo en el largo plazo como mantiene la HIP-CV durante el período 1980-2001.

Con respecto a la dinámica de corto plazo del modelo de consumo privado, no sólo el ingreso nacional disponible tiene un efecto impacto, sino que también existen efectos de dos medidas de «percepción de riqueza». Las *proxies* adoptadas por los consumidores como determinantes de corto plazo son: una medida del tipo de cambio real para toda la muestra y un efecto asociado con el último pico de ingreso para el período 1980:1-2002:2. Cuando el tipo de cambio real se aproxima por el cociente entre precios mayoristas y al consumidor, como precio relativo de transables sobre no transables, tiene un efecto rezagado significativo y negativo para toda la muestra. Un efecto cíclico de la diferencia entre ingreso corriente y último pico de ingreso reforzó la interpretación en términos de la HIP-CV de Ando-Modigliani para el período 1980-2001.

Una vez que las medidas previas de «percepción de riqueza» se tomaron en cuenta, las variables relacionadas con la inflación y

su efecto asimétrico sobre el consumo privado no pudieron hallarse como significativas. El papel de los activos líquidos, las tasas de interés, el ingreso laboral (salarios reales y desempleo) y las variables demográficas también fue evaluado, sin efectos adicionales significativos.

Asimismo se comparó el modelo con uno alternativo en el cual la variable ingreso se recalculaba sustrayendo la proporción de pérdidas de activos líquidos reales debidas a la inflación. Los tests de englobamiento indicaron que se preferiría el modelo anterior con el ingreso sin ajustar.

La hipótesis de restricciones de liquidez para los consumidores argentinos puede rechazarse durante el período 1980:1 a 2001:4. Para este período, el efecto del último pico de ingreso indica «efectos riqueza» y no restricciones de liquidez, pues representa variaciones del ingreso respecto del último pico y no respecto de su valor rezagado un período. La muestra extendida revela que, después del «default» de la deuda externa y el abandono de la Convertibilidad, existen restricciones de liquidez, pues, en el agregado, los consumidores parecen sentir la falta de los recursos financieros necesarios para cumplir con sus planes de consumo óptimos.

Los patrones de consumo derivados de los modelos econométricos parecerían ser consistentes con los diferentes contextos macroeconómicos en los que los consumidores argentinos han debido tomar sus decisiones de consumo-ahorro.

Apéndice 1: Definiciones y fuentes de los datos

- *Consumo privado*: Suma del gasto en bienes y servicios de residentes privados e instituciones sin fines de lucro (en miles de pesos a precios de 1986). Es importante tener en cuenta que en septiembre de 1996 la Dirección Nacional de Cuentas Nacionales publicó una revisión de las series de tiempo trimestrales, medidas a precios de 1986 para el período 1980-1995. Además, la Dirección Nacional de Cuentas Nacionales ha hallado que el sendero trimestral del PBI no presenta diferencias significativas a precios de 1986 y de 1993 durante el período 1993-1997. Por esto, la primera parte de este trabajo, que tiene un período muestral entre 1980 y 2000, usa los precios de 1986 porque más de la mitad del período está medido a precios de 1986. Los cambios que introdujeron las cuentas nacionales en 1993 a la medida del consumo son: (i) la diferencia entre consumo privado y público, (ii) el consumo no se obtiene como una diferencia entre los componentes del gasto y el PBI, y (iii) la medición del consumo no introduce «variación en existencias». ECLAC Bs.As. y Dirección Nacional de Cuentas Nacionales (INDEC).
- *Ingreso Nacional Bruto Disponible*: Suma del ingreso nacional bruto y las transferencias netas corrientes (miles de pesos a precios de 1986). ECLAC Bs.As. y Dirección Nacional de Cuentas Nacionales (INDEC).
- *Tipo de cambio real*: Cociente entre precios mayoristas y al consumidor. INDEC.
- *Tasa de interés*: Tasa de interés de los depósitos a plazo fijo a 30 días. Banco Central de la República Argentina (B.C.R.A.).
- *Riesgo soberano*: EMBI de Argentina. Carta Económica (Estudio Broda) y Bloomberg.
- *Inflación*: $(p_t - p_{t-1})$ donde p_t es el logaritmo del nivel general de precios al consumidor. INDEC.

- **M1:** Billetes y monedas y depósitos en cuenta corriente. B.C.R.A.
- **M3:** Billetes y monedas y todo tipo de depósitos en pesos. M3* también incluye depósitos en dólares. B.C.R.A. La información está disponible desde 1985:1.
- **Merval:** Índice agregado de precios de acciones. Mercado de Valores de Buenos Aires.
- **Salarios reales:** Salarios reales industriales. ECLAC Bs.As.
- **Desempleo:** Tasa de desempleo. INDEC.
- **Población económicamente activa:** Millones de personas. INDEC.

Apéndice 2: Test de raíces unitarias

Serie	ADF(j)
conspriv	ADF(1)=-0.7077
incdisp	ADF(1)=-0.4047
m3*	ADF(1)=-1.041
srteq	ADF(1)=-0.7307
exchrte	ADF(1)=-0.7415
inflpreconv	ADF(1)=-2.679
inflatm1	ADF(1)=-2.333
rint	ADF(1)=-6.719**
real wage	ADF(1)=-2.467
unemployment	ADF(1)=-1.116
merval	ADF(1)=-2.222
eap	ADF(1)=-0.2206

Período de la muestra: 1980:1-2000:4.

Todos los casos incluyen la constante y j indica los rezagos del test Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

*indica significatividad al 5%.

** indica significatividad al 1%.

Apéndice 3: Sistemas

Sistema 1: Sistema de consumo privado, ingreso disponible y m3*

Sistema lconspriv, lincdisp y m3*

1985 (4) to 2000 (4) (3 rezagos y d854,d901,d902,d953 y constante unrestricted)

λ_i	Ho:r=p	Max λ_i	Tr
0.478	p=0 39.73**	33.86**	21.0 53.44**
0.162	p<=1 11.16	9.515	14.1 13.71
0.040	p<=2 2.551	2.174	3.8 2.551

Max λ_i is the maximum eigenvalue statistic ($-\ln \lambda_i$) and Tr is the Trace statistic ($-\ln \sum (1-\lambda_i)$), for each statistic the second column presents the adjusted by degree of freedom and the third the 95% (Osterwald-Lenum, 1992) critical values (See Hendry and Doornik, 1997).

	α		β'			
Alconspriv	-0.31484	0.041120	-0.0028	1.0000	-1.0778	0.0051340
Alincdisp	0.80313	0.027521	-0.00159	0.79846	1.0000	-0.68369
Am3*	1.1340	0.16583	-0.00060	4.5123	11.345	1.0000

α is the matrix of standardised weight coefficients and β' the matrix of eigenvectors.

Sistema 2: El sistema con tres medidas de «percepción de la riqueza»

Sistema lconspriv, lincdisp, exchrte, srteq e inflpreconv

1980 (4) to 2000 (4) (2 rezagos y d823,d902 y constante unrestricted)

λ_i	Ho:r=p	Max λ_i	Tr
0.351518	p = 0 35.08*	30.75	33.5 80.91**
0.238787	p <= 1 22.1	19.37	27.1 45.83
0.180871	p <= 2 16.16	14.17	21.0 23.73
0.080015	p <= 3 6.755	5.921	14.1 7.566
0.009955	p <= 4 0.8105	0.7104	3.8 0.8105

Max λ_i is the maximum eigenvalue statistic ($-\ln \lambda_i$) and Tr is the Trace statistic ($-\ln \sum (1-\lambda_i)$), for each statistic the second column presents the adjusted by degree of freedom and the third the 95% (Osterwald-Lenum, 1992) critical values (See Hendry and Doornik, 1997).

	β'				
Alconspriv	1.0000	-0.98811	0.016339	-0.00091301	-0.0046196
Alindisp	-1.0492	1.0000	0.66504	0.0024484	-1.5896
Aexchrate	-2.0380	7.5881	1.0000	-0.16885	0.22398
Asrteq	17.877	7.2274	28.391	1.0000	-7.1898
Ainflpreconv	-3.3171	9.0524	0.63104	0.14945	1.0000

	α				
Alconspriv	-0.56735	-0.00081768	-0.037518	-0.0014544	-0.0011310
Alindisp	0.19042	-0.0016706	-0.028477	-0.0012272	-0.00052238
Aexchrate	-0.17218	0.079091	0.015140	0.0010046	0.0029735
Asrteq	0.47876	0.015821	0.84301	-0.033970	0.014914
Ainflpreconv	-0.17151	0.25853	0.12287	0.0044127	-0.011201

α is the matrix of standardised weight coefficients and β' the matrix of eigenvectors.

Test LR (r=1)

Ho: $\alpha_0=0$; Chi^2 (1) = 5.1671 [0.0230] *
 Ho: $\alpha_1=0$; Chi^2 (1) = 1.1956 [0.2742]
 Ho: $\alpha_2=0$; Chi^2 (1) = 0.1905 [0.6625]
 Ho: $\alpha_3=0$; Chi^2 (1) = 0.00964 [0.9218]
 Ho: $\alpha_4=0$; Chi^2 (1) = 0.01451 [0.9041]
 Ho: $\beta_2=0$; Chi^2 (1) = 12.77 [0.0004] **
 Ho: $\beta_2=-1$; Chi^2 (1) = 0.01549 [0.9009]
 Ho: $\beta_3=0$; Chi^2 (1) = 0.25581 [0.6130]
 Ho: $\beta_4=0$; Chi^2 (1) = 0.09577 [0.7570]
 Ho: $\beta_5=0$; Chi^2 (1) = 0.01808 [0.8930]

LR is the likelihood ratio statistics assuming rank =1

Apéndice 4: Modelo Irrestricto

El primer modelo es un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos para toda la muestra, con cuatro rezagos para cada variable y *dummies* trimestrales que permiten residuos ruido blanco, homocedásticos y normales.

Lconspriv =	+0.8325	+0.2482 Lconspriv_1	+0.11 Lconspriv_2
(SE)	(0.4704)	(0.08063)	(0.07712)
	-0.06822 Lconspriv_3	+0.3958 Lconspriv_4	+1.037 Lindisp
	(0.07135)	(0.07769)	(0.1227)
	-0.267 Lindisp_1	-0.1839 Lindisp_2	-0.000555 Lindisp_3
	(0.1308)	(0.1238)	(0.1311)

-0.3703 Lindisp_4	-0.04322 realexchrate	-0.04366 realexchrate_1
(0.1149)	(0.04532)	(0.057)
+0.02822 realexchrate_2	-0.07976 realexchrate_3	+0.1401 realexchrate_4
(0.08524)	(0.08441)	(0.05098)
-0.00206 srteq	+0.0004975 srteq_1	+0.003516 srteq_2
(0.002306)	(0.003011)	(0.002996)
-0.001708 srteq_3	+0.002283 srteq_4	-0.04913 efdnes
(0.00304)	(0.002501)	(0.1176)
-0.09108 d881	-0.05105 d851	-0.07743 d871
(0.01878)	(0.01857)	(0.01759)
-0.03912 d982	-0.03745 d931	+0.01529 inflpreconv
(0.01618)	(0.01762)	(0.01488)
+0.01588 inflpreconv_1	-0.02206 inflpreconv_2	-0.02002 inflpreconv_3
(0.01583)	(0.01606)	(0.0143)
-0.04051 inflpreconv_4	-0.02996 d921	
(0.01299)	(0.01688)	

$R^2 = 0.995125$ $F(31,47) = 309.48$ [0.0000] $\sigma = 0.0152045$ $DW = 1.77$
 RSS = 0,0108652937 para 32 variables y 79 observaciones

Test de comportamiento residual y de especificación

AR 1- 4 $F(4, 44) = 0.96829$ [0.4345]
 ARCH 4 $F(4, 40) = 0.91589$ [0.4641]
 Normalidad $\text{Chi}^2(2) = 8.1202$ [0.0172]
 RESET $F(1, 47) = 3.5712$ [0.0650]

Tests LM de autocorrelación (AR), Heterocedasticidad (ARCH), Normalidad y Especificación (RESET) (ver Hendry y Doornik, 1996).

Tests sobre coeficientes

Test de Wald para restricciones lineales: $\beta \text{Lconspriv}_1 = 0.26000$
 LinRes $F(1, 47) = 0.021585$ [0.8838]

Test de Wald para restricciones lineales: $\beta \text{Lconspriv}_4 = 0.20000$
 LinRes $F(1, 47) = 6.3491$ [0.0152] *

Apéndice 5: Tests de existencia de restricciones de liquidez durante la década del '80 con extensión de la muestra

Dpondepriv =	-0.1027	+0.7919 DLinodisp	-0.2619 DLinodisp0204
(SE)	(0.01987)	(0.1037)	(0.1235)
	+0.224 efpastpeak80022	-0.5537 Eqconsprivinodisp_1	-0.1244 drealexchrate34
	(0.04243)	(0.08962)	(0.03948)
	-0.06277 dIQ889193	-0.02259 d992	-0.03784 d0223
	(0.01398)	(0.02442)	(0.01707)
	+0.2143 Dlinodisp80911		
	(0.1515)		

R²=0.804642 F(9,82)=37.527 [0.0000] c=0.0231456 DW=1.89
RSS=0.04392913052 para 10 variables y 92 observaciones

Test de Wald para restricciones lineales: $\beta_{DLinodisp} + \beta_{DLinodisp80911} = \beta_{Eqconsprivinodisp_1}$
LinRes F(1, 82)=9.0312 [0.0035] **

Dpondepriv =	-0.1064	+0.8081 DLinodisp	-0.2645 DLinodisp0204
(SE)	(0.02023)	(0.105)	(0.1236)
	+0.2006 efpastpeak80022	-0.5717 Eqconsprivinodisp_1	-0.1257 drealexchrate34
	(0.0487)	(0.09151)	(0.03951)
	-0.06105 dIQ889193	-0.02442 d992	-0.04127 d0223
	(0.0141)	(0.0245)	(0.01743)
	+0.03163 Dposinodisp80911	+0.3489 Dnaginodisp80911	
	(0.2402)	(0.2045)	

R² = 0.806931 F(10,81)=33.854 [0.0000] c=0.0231512 DW=1.87
RSS = 0.04341432344 para 11 variables y 92 observaciones

Test de Wald para restricciones lineales: $\beta_{Dposinodisp80911} = \beta_{Dnaginodisp80911}$
LinRes F(1, 81)=0.9605 [0.3300]

Referencias

- Ahumada, H. y Garegnani, M. L. (2005) Testing the Exogeneity of Argentine Devaluation and Default Risks in Retrospect, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Volume 67, Issue 5, October 2005, pp 647-672.
- Ahumada, H., Canavese, A. y Gonzalez Alvaredo, F. (2000) Un Análisis Comparativo del Impacto Distributivo del Impuesto Inflacionario y de un Impuesto sobre el Consumo, Quintas Jornadas de Economía Monetaria e Internacional, Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de La Plata. La Plata, Mayo de 2000.
- Ahumada, H. (1985) An Encompassing Test of Two Models of the Balance of Trade for Argentina, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 47, 51-70.
- Altonji, J. y Siow, A. (1987) Testing the Response of Consumption to Income Changes with (Noisy) Panel Data, *The Quarterly Journal of Economics*, 102, 2, 293-328.
- Ando A. y Modigliani F. (1963) The «Life Cycle» Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests, *American Economic Review*, 53, 55-84.
- Andrews, D. y Fair, R. (1988) Inference in Nonlinear Econometric Models with Structural Change, *Review of Economic Studies*, 55, 615-640.
- Bacchetta, P. y Gerlach, S. (1997) Consumption and Credit Constraints: International Evidence, *Journal of Monetary Economics*, 40, 207-238.
- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J. y Hendry, D.F. (1993) *Cointegration, Error Correction and the Econometric Analysis of Non Stationary Data*, Oxford, Oxford University Press.
- Bertaut, C. (2002) Equity Prices, Household Wealth, and Consumption Growth in Foreign Industrial Countries: Wealth Effects in the 1990s,

- Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, 724, Abril.
- Calvo, G., Izquierdo, A. y Talvi, E. (2002) Sudden Stops, the Real Exchange Rate and Fiscal Sustainability: Argentina's Lessons, Mimeo, BID.
- Carroll, C. (2001) A Theory of the Consumption Function, With and Without Liquidity Constraints (Expanded Version), *NBER Working Paper Series*, Working Paper N° 8387.
- Carroll, C. (1992) The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence, *Brooking Papers on Economic Activity*, 2, 61-156.
- Campbell J.Y. y Mankiw, N.G. (1989) Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence, *NBER Working Paper Series*, Working Paper N° 2924.
- Campos, J. y Ericsson, N. (2000) Constructive Data Mining: Modeling Consumers' Expenditure in Venezuela, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, 663, Abril.
- Davidson, J.E.H. y Hendry, D.F. (1981) Interpreting Econometric Evidence: the Consumption Function in the United Kingdom, *European Economic Review*, 16, 177-192. Reimpreso en Hendry, D. F., *Econometrics: Alchemy or Science?* (1993).
- Davidson, J.E.H., Hendry, D.F., Srba, F. y Yeo, J.S. (1978) Econometric Modelling of the Aggregate Time Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom, *Economic Journal*, 88, 661-692. Reimpreso en Hendry, D.F., *Econometrics: Alchemy or Science?* (1993).
- Deaton, A.S. (1991) Saving and Liquidity Constraints, *Econometrica*, 59, 5, 1221-1248.
- Deaton, A.S. (1987) Life-Cycle Models of Consumption: Is the Evidence Consistent with the Theory? in Bewley (ed.), *Advances in Econometric Fifth World Congress*, Vol. 2. Cambridge, Cambridge University Press.
- de Brouwer, G. J. (1996) Consumption and Liquidity Constraints in Australia and East Asia: Does Financial Integration Matter?, Research Discussion Paper 9602, Economic Research Department, Reserve Bank of Australia.
- DeJuan, J. y Seater, J. (1999) The Permanent Income Hypothesis: Evidence from the Consumer Expenditure Survey, *Journal of Monetary Economics*, 43, 351-376.
- Duesenberry, J.S. (1949) *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*. Cambridge, Harvard University Press.
- Dueñas, D. (1985) Consumo: La Hipótesis del Ingreso Permanente y la Evidencia Argentina, *Ensayos Económicos*, 33, marzo.
- Engle, R. y Granger, C. (1987) Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 50, 251-276.
- Engle, R., Hendry, D.F. y Richard, J.F. (1980) Exogeneity, *Econometrica*, 51, 2, 277-304.
- Ericsson, N. (1994) Testing Exogeneity: An Introduction, in Ericsson N. e Irons J. (eds.), *Testing Exogeneity*. Oxford University Press.
- Ericsson, N. (1983) Asymptotic Properties of Instrumental Variables Statistics for Testing Non-Nested Hypotheses, *Review of Economic Studies*, 50, 287-304.
- Favero, C. (2001) *Applied Macroeconometrics*. Oxford University Press.
- Flavin, M.A. (1981) The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income, *Journal of Political Economy*, 89(5), 974-1009.
- Friedman, M. (1957) *A Theory of the Consumption Function*. Princeton, Princeton University Press.
- Galiani, S. y Sánchez, M. (1994) Econometric Modelling of Consumer's Expenditure in Argentina 1977 (1)-1990 (4), mimeo.
- Galiani, S., Heymann, D. y Tommasi, M. (2002) Missed Expectations: The Argentine Convertibility, The William Davidson Institute, Uni-

- versity of Michigan Business School, *William Davidson Working Paper* N° 515.
- Giovannini, A. (1985) Saving and the Real Interest Rate in LDCs, *Journal of Development Economics*, 18, 197-217.
- Hall, R. (1981) Intertemporal Substitution in Consumption, *NBER Working Paper Series*, Working Paper N° 720.
- Hall, R. (1978) Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence, *Journal of Political Economy*, 86, 6, 971-987.
- Hamilton, J. (1994) *Time Series Analysis*. Princeton, Princeton University Press.
- Hansen, L.P. (1982) Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators, *Econometrica*, 50, 4, 1029-1054.
- Hansen, L.P. y Singleton, K.J. (1982) Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models, *Econometrica*, 50, 5, 1269-1286.
- Hendry, D.F. y Doornik, J. (1997) *Modelling Dynamic Systems Using PcFiml 9.0 for Windows*. International Thomson Business Press.
- Hendry, D.F. y Doornik, J. (1996) *Empirical Econometric Modelling Using PcGive for Windows*. International Thomson Business Press.
- Hendry, D.F. (1995) *Dynamic Econometrics*. Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.
- Hendry, D.F. (1992) Assessing Empirical Evidence in Macroeconometrics with an Application to Consumers' Expenditure in France, una versión revisada y extendida de «Some Foreign Observations on Macro-economic Model Evaluation at INSEE-DP», en *INSEE* (1988).
- Hendry, D.F. y Richard, J. (1989) Recent Developments in the Theory of Encompassing, en B. Cornet y H. Tulkens (eds.), *Contributions to Operations Research and Economics. The XXth Anniversary of CORE*. Cambridge, MIT Press, 393-440.
- Hendry, D.F. y Ungern-Sternberg, T. (1981) Liquidity and Inflation Effects on Consumers' Expenditure, in A. S. Deaton (ed.), *Essays in the Theory and Measurement of Consumers' Behaviour*. Cambridge, Cambridge University Press. Reimpreso en Hendry, D. F., *Econometrics: Alchemy or Science?* (1993).
- Heymann, D. y Sanguinetti, P. (1998) Quiebres de Tendencia, Expectativas y Fluctuaciones Económicas, *Desarrollo Económico*, Publicación trimestral del Instituto de Desarrollo Económico y Social, Vol. 38, abril-junio 1998, N° 149.
- Johansen, S. (1992a) Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-equation Analysis, *Journal of Econometrics*, 52, 389-402.
- Johansen, S. (1992b) Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in U.K. Money Demand, *Journal of Policy Modelling*, 14, 313-334.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1990) Maximun Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Application to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 2, 169-210.
- Johansen, S. (1988) Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 2-3, 231-254.
- Juselius, K. (1994) Domestic and Foreign Effects on Price in an Open Economy: The case of Denmark, in Ericsson N. e Irons J. (eds.), *Testing Exogeneity*. Oxford University Press.
- Keynes, J.M. (1936) *The General Theory of Employment, Interest and Money*. Londres, Macmillan.
- Kydland y Zarazaga (1997) Is the Business Cycle of Argentina «Different»? , *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, cuarto trimestre.
- Miller, M., Fronti, J. y Zhang, L. (2004) Default, Devaluation and Depression: Argentina después de 2001, mimeo.
- Mizon, G. y Richard, J. (1986) The Encompassing Principle and its Application to Non-Nested Hypothesis Tests, *Econometrica*, 54, 657-678.

- Mizon, G. (1984) The Encompassing Approach in Econometrics, en Hendry, D. F. y Wallis, K., *Econometrics and Quantitative Economics*, 135-172.
- Modigliani, F. (1975) The Life Cycle Hypothesis of Saving Twenty Years Later, en M. Parkin y A. R. Nobay (eds), *Contemporary Issues in Economics*. Manchester, Manchester University Press.
- Muellbauer, J. y Lattimore, R. (1995) The Consumption Function: A Theoretical and Empirical Overview, en Pesaran y Wickens (eds.), *Handbook of Applied Econometrics: Macroeconomics*. Blackwell Publishers, 221-311.
- Muellbauer, J. y Bover, O. (1986) Liquidity Constraints and Aggregation in the Consumption Function under Uncertainty, *Discussion Paper 12*, Oxford, Institute of Economic and Statistic.
- Osterwald-Lénum, M. (1992) A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461-472.
- Pigou, A. (1920) *The Economics of Welfare*. Macmillan and Co. London.
- Rossi, N. (1988) Government Spending, the Real Interest Rate and the Behavior of Liquidity-Constrained Consumers in Developing Countries, *IMF Staff Papers*, 35, 104-140.
- Urbáin, J.P. (1992) On Weak Exogeneity in Error Correction Models, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 2, 187-207.
- Zeldes, S. P. (1989) Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation, *Journal of Political Economy*, 1989, 97, 2, 305-346.

CAPÍTULO II

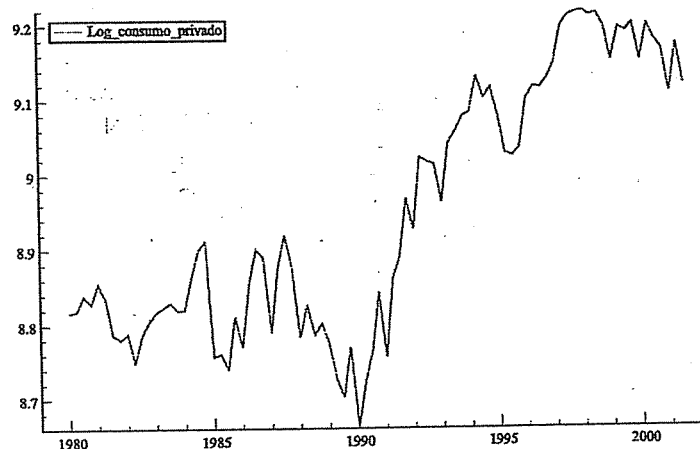
UNA ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS ESTRUCTURALES QUE DESCRIBEN EL COMPORTAMIENTO DEL CONSUMIDOR ARGENTINO*

1. Introducción

Como se explicó en el Capítulo I, Argentina ha sido un caso notable de inestabilidad macroeconómica, incluso antes de los perturbadores episodios de principios de 2002, cuando el gobierno anunció el «default» de su deuda externa y el abandono del régimen de Convertibilidad. Mientras que en los países desarrollados los economistas tratan de prever aumentos o caídas en la tendencia de la tasa de crecimiento del consumo, en Argentina el signo de esta tendencia es incierto, como puede apreciarse en el siguiente gráfico, donde se presenta la evolución temporal del gasto de consumo privado.

*Una versión de este trabajo realizada conjuntamente con Hildegart Ahumada se encuentra publicada en *Applied Economics Letters*, 2004, 11, 719-723. Se han presentado diferentes versiones de este trabajo en Seminarios de Doctorado y de Economía del Departamento de Economía de la Universidad Nacional de La Plata, en el Seminario de Economía de la Universidad de San Andrés, XXXVIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política y 2004 Latin American Meeting of the Econometric Society.

Gráfico 1: Serie de tiempo del consumo privado argentino



Brevemente, los 80's estuvieron caracterizados por alta inflación con picos de hiperinflación y bajo nivel de actividad. En cambio, los 90's mostraron estabilidad de precios con aumento del ingreso aunque el desempleo y la deuda externa también se incrementaron. La estabilidad de este último período ha sido temporariamente interrumpida por la devaluación mexicana (el «efecto Tequila», diciembre de 1994), el default ruso (mediados de 1998) y la devaluación de Brasil (enero de 1999). Estos episodios generaron dudas respecto de la sustentabilidad de los mercados emergentes. Aunque la Convertibilidad soportó este shock externo, fue una primera evidencia de la vulnerabilidad del régimen monetario. En este contexto la pregunta relevante es: ¿Puede suponerse «racionalidad» en el comportamiento de los consumidores en una economía sujeta a tal inestabilidad macroeconómica?

Este trabajo investiga los microfundamentos de las decisiones de los consumidores, siguiendo la metodología econométrica de la

estimación de la Ecuación de Euler por el Método Generalizado de Momentos (MGM), propuesto por Hansen y Singleton (1982), que enriqueció los modelos empíricos de expectativas racionales (ver también Hamilton, 1994). La estimación se concentra en la obtención conjunta de los parámetros estructurales que describen las preferencias de los consumidores en un modelo que supone optimización intertemporal y expectativas racionales.

La atención se centra en la inestabilidad de los parámetros, una dificultad empírica de la aplicación de este enfoque frecuentemente alertada en la literatura. Los parámetros estructurales deben suponerse invariantes a diferentes regímenes políticos. Como señaló Favero (2001, p. 227), «en general los parámetros estimados con datos de series de tiempo, implementando el MGM en las Ecuaciones de Euler derivadas de diferentes problemas de optimización intertemporal, son inestables en el tiempo». También indicaba que «esta inestabilidad es claramente incompatible con su naturaleza de parámetros que describen gustos y tecnología sugeridos por modelos teóricos». Por lo tanto, la estabilidad de las estimaciones de parámetros estructurales en el caso de Argentina es una cuestión clave que hay que abordar.

En Argentina, las estimaciones de parámetros obtenidas usando datos trimestrales para el período 1980:1-2001:3, presentan los valores y signos esperados y son robustas a las diferentes especificaciones de la matriz de ponderación. Aunque se rechaza conjuntamente la constancia de los parámetros, las estimaciones recursivas muestran que el parámetro de aversión al riesgo y el parámetro de impaciencia cambian, reflejando una respuesta adecuada a diferentes marcos macroeconómicos.

El diseño del trabajo es el siguiente. La próxima sección trata sobre algunas cuestiones metodológicas. La sección 3 presenta los resultados econométricos y se divide en: (1) resultados de la estimación y (2) estabilidad de los parámetros. En la sección 4 se concluye.

2. Algunas cuestiones metodológicas

Como indicaron Muellbauer y Lattimore (1995): «1978 fue un hito para la investigación sobre la función consumo agregada». Hall (1978) propuso un enfoque econométrico alternativo al estudio de la hipótesis del ingreso permanente-ciclo de vida (HIP-CV). Modelando una decisión de consumo intertemporal de un «consumidor representativo» con «expectativas racionales», concluyó que la evidencia apoya una versión modificada de la HIP-CV en la cual el consumo sigue un camino aleatorio, como se deriva de las Ecuaciones de Euler (condiciones de primer orden del problema de maximización de los consumidores) en el modelo más simple.

La modelación empírica de la hipótesis de Hall se desarrolló sobre la base de la estimación de un modelo dinámico de expectativas racionales usando el Método Generalizado de Momentos (MGM). Hall (1978) obtiene estas conclusiones a través de la estimación directa, con datos agregados, de las condiciones de primer orden, de un problema en el que los consumidores estaban tan bien informados como los econométristas que estudiaban su conducta. Si las expectativas se forman racionalmente, los errores de predicción no están correlacionados con la información que la gente tiene disponible al momento de hacer la predicción. Cuando los econométristas pueden observar el subconjunto de información que utiliza la gente, el enfoque de expectativas racionales sugiere las condiciones de ortogonalidad a ser usadas por el MGM. Hansen y Singleton (1982) presentaron una aplicación de este enfoque al consumo norteamericano.

El estudio de las decisiones de cartera de Hansen y Singleton (1982) supone que el accionista quiere maximizar

$$\sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} E\{u(c_{t+\tau}) | x_t^*\} \quad (1)$$

donde c denota el nivel general de gasto en bienes de consumo por parte de un accionista particular; la utilidad que el accionista recibe de su gasto está representada por $u(c)$; x_t^* representa toda la información disponible para el accionista al momento t y β es un parámetro que toma valores entre 0 y 1. Valores más pequeños de β implican que el accionista pone menos peso en los eventos futuros. En el momento t el accionista evalúa la compra de cualquiera de los diferentes m activos, una inversión de 1 peso en un activo en t tendrá un retorno bruto de $(1 + r_{i,t+1})$ en $t+1$. La cartera óptima del accionista satisfará

$$u'(c_t) = \beta E\{(1 + r_{i,t+1})u'(c_{t+1}) | x_t^*\} \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, m. \quad (2)$$

donde $u'(c_t) \equiv \partial u / \partial c$. Si la función de utilidad es CRRA (Aversión Relativa al Riesgo Constante):

$$u(c_t) = \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad \text{para } \gamma > 0 \text{ y } \gamma \neq 1$$

$$u(c_t) = \log c_t \quad \text{para } \gamma = 1 \quad (3)$$

el parámetro γ es conocido como el coeficiente de aversión relativa al riesgo y (2) se convierte en

$$c_t^{-\gamma} = \beta E\{(1 + r_{i,t+1})c_{t+1}^{-\gamma} | x_t^*\} \quad (4)$$

Hansen y Singleton (1982) estimaron un modelo de este tipo utilizando el gasto de consumo agregado real per cápita en Estados Unidos como medida del nivel de gasto en bienes de consumo de un

accionista particular. Usaron como instrumentos rezagos de las tasas de crecimiento del consumo y de las tasas de retorno de los activos invertidos suponiendo que los mismos no estaban relacionados con los errores para estimar, según el MGM, los parámetros desconocidos que describían las preferencias.

Como reconoce Favero, la ecuación (4) —conocida como la Ecuación de Euler— representa sólo la condición de primer orden de la optimización y no la solución final del problema de optimización intertemporal, por lo que no debe interpretarse como una función consumo. Los parámetros β y γ que entran en (4) describen las preferencias de los consumidores y son conocidos como «parámetros estructurales».

Dos cuestiones críticas relacionadas con la aplicación de este enfoque deben ser tenidas en cuenta. En primer lugar, la estimación por el MGM de la Ecuación de Euler estándar no sería apropiada cuando se introducen restricciones de liquidez en el problema de optimización intertemporal (ver Muellbauer y Bover, 1986; Muellbauer y Lattimore, 1995; y Favero, 2001). En segundo lugar, está la cuestión empírica de la obtención de parámetros estructurales a partir de datos macroeconómicos agregados, es decir, de utilizar datos agregados para obtener parámetros que describen la conducta de un agente representativo (ver también Muellbauer y Lattimore, 1995; y Favero, 2001).

El Capítulo I brinda cierta evidencia empírica de que estas cuestiones no son fundamentales en el caso argentino. Primero, los resultados mostraron que la conducta de los consumidores no podía describirse por medio de modelos con restricciones de liquidez como sugerían Muellbauer y Bover (1986), Altonji y Siow (1987) y De Juan y Seater (1999) durante el período 1980:1-2001:4. Muellbauer y Bover (1986) justifican la inclusión de un término de Corrección al Equilibrio como forma de probar la existencia de restricciones de liquidez. Sin embargo, se evaluó y se rechazó la restricción implícita en esta versión con expectativas de un modelo de

Corrección al Equilibrio (el coeficiente estimado para Δy_t e y_{t-1} debería ser el mismo, siendo y el ingreso). Altonji y Siow (1987) y De Juan y Seater (1999) propusieron otra manera de evaluar la existencia de estas restricciones que consiste en verificar una respuesta asimétrica del consumo al aumento o la caída del ingreso. Según la hipótesis de restricciones de liquidez, la respuesta de los consumidores a cambios positivos en el ingreso debería ser mayor que la respuesta a los cambios negativos. La hipótesis de igual respuesta del consumo a aumentos o caídas en el ingreso no se rechazó de acuerdo con los tests de restricciones lineales para los datos argentinos. En el segundo caso, los resultados no cambiaron usando variables agregadas o per cápita y controlando por la población, de modo que los datos agregados podrían asimismo describir la conducta del consumidor representativo (promedio).

A partir de la evidencia brindada por el enfoque de la función consumo, la existencia de restricciones de liquidez y el supuesto de un consumidor representativo no aparecen como limitaciones para aplicar el enfoque de la Ecuación de Euler estándar al caso argentino antes del «gran quiebre» de 2002.

Como sugirió Favero (2001), la estabilidad de las estimaciones de los parámetros estructurales con datos de serie de tiempo agregados, siguiendo la metodología del MGM para estimar las Ecuaciones de Euler, es un tema clave que hay que abordar. Sin embargo, la evaluación de la constancia de los parámetros está relacionada con otra cuestión particular referida a las estimaciones por el MGM. Como los estudios de simulación que investigaban la distribución en muestras pequeñas de los estimadores de MGM y los estadísticos asociados (ver, por ejemplo, Hayashi, 2000) han hallado que los estadísticos usuales para probar que los coeficientes sean cero rechazan la hipótesis nula demasiado a menudo, esto podría también afectar la evaluación de la estabilidad de los parámetros. «Las estimaciones altamente precisas» hacen que los intervalos de confianza sean demasiado estrechos y, por lo tanto,

podría aumentar la probabilidad de detectar cambios en los parámetros. El caso argentino puede contribuir a la investigación de este tema a través de la comparación de las estimaciones recursivas de ambos parámetros estructurales.

La siguiente sección presenta los resultados de estimar las Ecuaciones de Euler de consumo para Argentina, considerando las cuestiones metodológicas previamente descriptas.

3. Resultados econométricos

3.1 Los resultados de la estimación

Esta sección presenta los resultados de la estimación de las Ecuaciones de Euler para Argentina. El período de análisis comienza en el primer trimestre de 1980 y termina en el tercer trimestre de 2001, justo antes de la inestabilidad económica y política experimentada por el país: el producto colapsó y el desempleo y la pobreza llegaron a niveles desconocidos después que el gobierno entró en «default» y devaluó a fines de 2001 y comienzos de 2002.

En este trabajo, las tasas de retorno de los activos se aproximaron por la tasa de interés real de los depósitos a plazo y también por la tasa de crecimiento del tipo de cambio real¹, pues se ha considerado uno de los principales determinantes de la variación de la «riqueza percibida» (ver Capítulo I).

El Cuadro 1 presenta las estimaciones² para Argentina de los parámetros estructurales de una Ecuación de Euler cuando la función de utilidad presenta la forma CRRA,

¹ Como el tipo de cambio estaba nominalmente fijo durante la Convertibilidad, se aproximó en términos reales por el cociente entre precios mayoristas y al consumidor, dado el mayor peso de no transables en el último índice. Los retornos se incluyen de manera que su orden de integración sea I(0).

² Para efectuar las estimaciones se usó Eviews. Ver el manual del usuario para una descripción de cada estimador de la matriz de ponderación.

$$E_t \{ \beta(1+r_t)c_{t+1}^{-\gamma} \} = c_t^{-\gamma}$$

donde c_t es el gasto de consumo privado per cápita, β es el parámetro de impaciencia, y γ es el (valor absoluto del) parámetro de aversión al riesgo; r representa los retornos de los activos y está aproximado por las tasa de interés real para los depósitos a plazo fijo y la tasa de crecimiento del tipo de cambio real. Los instrumentos utilizados son valores rezagados de las variables en $t-1$.

Como las estimaciones por el MGM pueden ser muy sensibles a la elección del método de estimación de la matriz de ponderación, en el Cuadro 1 se presentan las estimaciones de los parámetros estructurales para las diferentes opciones.³

Cuadro 1. Estimaciones por el MGM y Errores Estándar (S.E) de los Parámetros Estructurales

Estimaciones por MGM - CRRA	Estimador de la Matriz de Ponderación			
	Newey-West Fijo (4)*	Newey-West (nw) Fijo (3)	Andrews (3.12)	Newey-West Variable (6)
β	0.9912	0.9906	0.9904	0.9919
S.E.	0.0026	0.0026	0.0027	0.0027
γ	0.4123	0.3778	0.3631	0.4100
S.E.	0.0788	0.0944	0.1265	0.0860
Estadístico J	0.1266	0.1430	0.1711	0.1074

*Entre paréntesis está el rezago en el que se trunca

Las estimaciones de β y γ no difieren para las diferentes especificaciones de la matriz de ponderación. Como es de esperar,

³ Si bien son tres las opciones de estimación de la matriz de ponderación, en el Cuadro 1 se presentan cuatro opciones porque para el caso de Newey-West Fijo uno de los rezagos para truncar se seleccionó conforme a la frecuencia de los datos (trimestral, corta en el rezago 4) y el otro rezago se permitió que lo seleccionara automáticamente el programa.

β se encuentra entre los valores de 0 y 1; valores mayores de este parámetro significan que el consumidor pone más peso en los eventos futuros y γ , el valor (absoluto) del coeficiente de aversión relativa al riesgo, es positivo, lo que representa preferencias cóncavas.

Como el número de condiciones de ortogonalidad excede el número de parámetros a estimar, la validez de las restricciones de sobre-identificación se evalúa utilizando el estadístico sugerido por Hansen (1982)⁴

$$T \cdot \text{Estadístico } J \sim \chi^2(p - q)$$

donde T es el número de observaciones, p es el número de condiciones de ortogonalidad y q es el número de parámetros a estimar. Dado el valor observado,

$$T \cdot \text{Estadístico } J = 9.02 (6)$$

la hipótesis nula de validez de los instrumentos no se rechaza a los niveles de tradicionales de significatividad.⁵

3.2 La estabilidad de los parámetros

Como lo ha sugerido la literatura, la estabilidad de las estimaciones de los parámetros estructurales por el MGM es un tema fundamental a tener en cuenta. Para analizar la estabilidad estructural del modelo, un test de Wald (propuesto por Andrews y

⁴ Este estadístico y los siguientes se computan para los resultados obtenidos usando el estimador Newey-West Variable para la matriz de ponderación (el que presenta la forma menos restricta).

⁵ Si los instrumentos se extendían al rezago t-2 de las variables, los resultados eran similares con una estimación levemente más baja del parámetro de aversión al riesgo y un valor más alto del Estadístico J.

Fair, 1988) es utilizado (véase también Hamilton, 1994). Bajo la hipótesis nula, el estadístico tiene la forma chi-cuadrado y evalúa la hipótesis, $H_0: \theta_1 = \theta_2$ donde $\theta_1 (\theta_2)$ es un vector de parámetros (q x 1) que caracteriza las primeras T_0 (las últimas T- T_0) observaciones.

$$\lambda_T = T(\hat{\theta}_{1,T_0} - \hat{\theta}_{2,T-T_0})' \{ \pi^{-1} \hat{V}_{1,T_0} + (1-\pi)^{-1} \hat{V}_{2,T-T_0} \}^{-1} (\hat{\theta}_{1,T_0} - \hat{\theta}_{2,T-T_0}) \sim \chi^2(q)$$

donde π es la proporción de observaciones contenida en la primer submuestra T_0/T ; $\theta_{1,T_0} (\theta_{2,T-T_0})$ es el vector de parámetros estimados con las primeras T_0 (las últimas T- T_0) observaciones; y $\hat{V}_{1,T_0} (\hat{V}_{2,T-T_0})$ es la matriz de covarianzas de los coeficientes estimados con las primeras T_0 (las últimas T- T_0) observaciones.

Como este tipo de estadísticos requiere la definición de un punto de quiebre, se fijó T_0 de modo que el segundo período comenzara con el inicio del régimen de Convertibilidad. La selección de este punto de quiebre se basó en el análisis gráfico de la evolución temporal del consumo privado presentada en el Gráfico 1. Pueden observarse claramente dos períodos -1980:1-1991:1 y 1991:2-2001:3- que pueden distinguirse de acuerdo al comportamiento del gasto de consumo privado. Entre 1980 y 1989, el consumo no experimentó una tendencia definida e incluso se observó una fuerte caída en 1985, justo antes del Plan Austral, que apuntó a controlar las altas tasas de inflación que la economía había estado experimentando. Durante el tercer y el cuarto trimestre de 1989 y el comienzo de 1990, los valores del consumo privado disminuyeron considerablemente. Este fue el período de hiperinflación. Desde el comienzo del plan de Convertibilidad (1991:2) y durante los períodos de reformas económicas en un contexto de estabilidad de tipo de cambio y de precios, el gasto de consumo privado presentó una tendencia positiva. Los resultados para las dos muestras se presentan en el Cuadro 2. Sólo se presentan los resultados con el estimador Newey-West Variable de la matriz de ponderación, pues

no difieren con el uso de los distintos métodos; el seleccionado es el más flexible y muestra los valores mínimos del Estadístico J.

Cuadro 2. Estimaciones por el MGM para diferentes submuestras

Estimaciones MGM	1980:1-1991:1	1991:2-2001:3
β	0.9847	0.9969
S.E.	0.0033	0.0009
γ	0.5129	-0.0286
S.E.	0.1099	0.0805
$\lambda_T = 976.1526 (2)$		

Estimador de la Matriz de Ponderación: Newey-West Variable

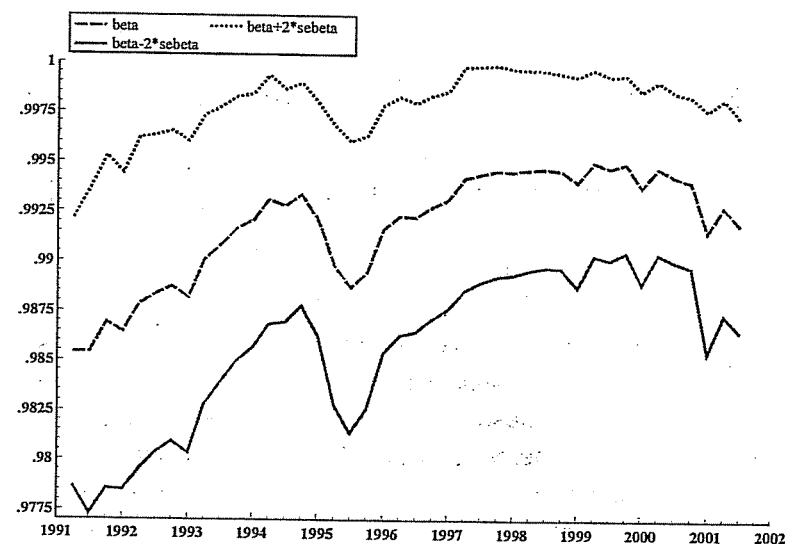
En el caso de Argentina, la estabilidad de los parámetros, evaluada conjuntamente, para las últimas dos décadas es claramente rechazada (λ_T supera ampliamente los valores críticos de una $\chi^2(2)$). La primer submuestra presenta resultados similares a los obtenidos para toda la muestra. En cambio, la segunda submuestra presenta estimaciones bastante diferentes, con un parámetro de aversión al riesgo (γ) con el signo opuesto y no significativo.

Asimismo es posible evaluar la constancia de los parámetros a través de la estimación recursiva de cada parámetro estructural del modelo. Las estimaciones recursivas tienen la ventaja de poder efectuarse sin necesidad de definir un punto de quiebre. El análisis individual también permite la comparación de la estabilidad de estimaciones que son bastante diferentes respecto de su variabilidad dentro de la muestra (ver S.E para β y γ en los Cuadros 1 y 2).⁶

⁶ Nótese que cuanto más precisas son las estimaciones, más estrecho es el intervalo de confianza y más alta la probabilidad de rechazar la hipótesis nula de estabilidad. Esto podría ser un problema recurrente con los estimadores de MGM, pues los estadísticos usuales rechazan la hipótesis nula (de coeficiente cero) con demasiada frecuencia (ver, por ejemplo, Hayashi, 2000).

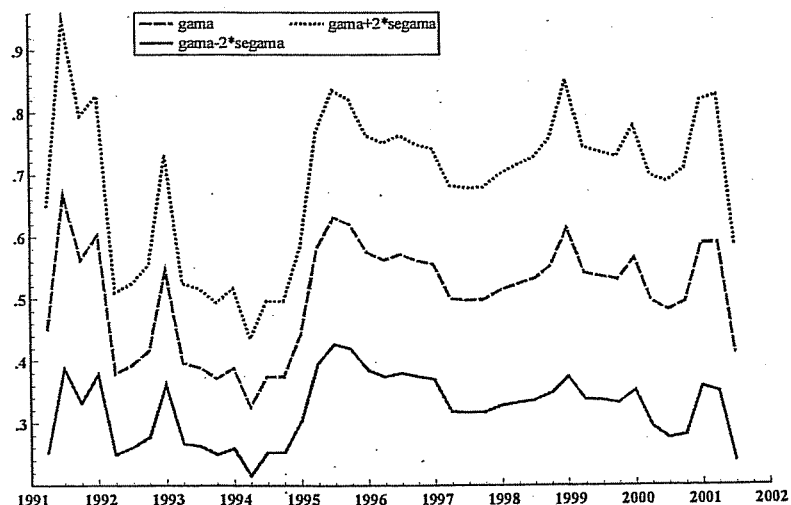
Los Gráficos 2 y 3 muestran las estimaciones recursivas de β y γ junto con sus intervalos de confianza al 95%. Las estimaciones recursivas del parámetro de aversión al riesgo (γ) están claramente fuera de los límites de los intervalos previos. Las estimaciones parecerían ser más estables para el caso del parámetro de impaciencia, siendo al mismo tiempo más precisas y con intervalos de confianza más estrechos.⁷

Gráfico 2: Gráfico recursivo de las estimaciones del parámetro de impaciencia



⁷ Nótese que se han usado escalas diferentes en el Gráfico 2 y el Gráfico 3.

Gráfico 3: Gráfico recursivo de las estimaciones del parámetro de aversión al riesgo



Dado este comportamiento de las estimaciones, vale la pena analizar la evolución de ambos parámetros en el tiempo. Con respecto al parámetro de impaciencia, se observa cierta evidencia de que se puso un mayor peso en el consumo futuro en la función de utilidad durante los primeros años de la Convertibilidad, aunque temporariamente este peso haya sido reducido (más impaciencia) durante la crisis mexicana. En el caso del coeficiente de aversión al riesgo se puede inferir que el agente representativo parece haber disminuido el grado de aversión al riesgo después de que se adoptara el régimen de Convertibilidad a principios de la década del 90, pero también se observa una reversión abrupta a los valores iniciales después de la devaluación mexicana («el Efecto Tequila»), que sembró dudas sobre la permanencia del régimen monetario y la solvencia del sistema financiero. Aunque los resultados pueden di-

ferir para shocks más fuertes que impliquen gran inestabilidad económica, la estimación recursiva ayuda a comprender la falta de estabilidad de los parámetros estructurales para un consumidor representativo que vivió en la Argentina durante las últimas décadas.

4. Conclusiones

Este trabajo ha presentado la estimación de los parámetros estructurales que describen el comportamiento del consumidor representativo, siguiendo el enfoque de la estimación de la Ecuación de Euler por el Método Generalizado de Momentos para una economía sujeta a gran inestabilidad macroeconómica: Argentina (1980:1-2001:3).

Los resultados muestran que las estimaciones de los parámetros tienen los valores y signos esperados. Las restricciones de sobre-identificación han sido evaluadas, no rechazándose la hipótesis nula de validez de los instrumentos (valores rezagados un período de todas las variables del modelo). Las estimaciones son robustas a las diferentes especificaciones de la matriz de ponderación.

La atención se centra en la estabilidad de los parámetros, una dificultad empírica de la aplicación de este enfoque frecuentemente alertada en la literatura. Esta cuestión crítica de la estabilidad de los parámetros ha sido evaluada de dos formas: conjuntamente mediante un test de Wald y a través de la estimación recursiva de cada parámetro. La estabilidad de los parámetros estructurales es rechazada cuando se la evalúa conjuntamente dividiendo la muestra en el momento en que comienza el régimen de Convertibilidad. Las estimaciones recursivas muestran que el coeficiente de aversión al riesgo es claramente inestable, mientras que el parámetro de impaciencia, que presenta las estimaciones menos inciertas, sería el más estable. Sin embargo, sus variaciones pueden interpretarse como una respuesta adecuada a diferentes contextos macroeco-

nómicos. A principios de los '90, cuando las nuevas reglas del régimen de Convertibilidad se percibieron, el consumidor representativo se volvió menos impaciente y menos averso al riesgo, pero cuando la crisis mexicana sembró dudas sobre la permanencia de este acuerdo monetario y la solvencia del sistema financiero, este consumidor representativo argentino se volvió, otra vez, más averso al riesgo. Dada esta evidencia, se podría considerar que los consumidores argentinos se comportan de manera «racional», conforme a las estimaciones de los parámetros de una Ecuación de Euler estándar para los diferentes períodos.

Apéndice 1: Definiciones y fuentes de datos

Consumo privado: Gasto de consumo privado (miles de pesos a precios de 1986). Ministerio de Economía y ECLAC Bs.As.

Tipo de cambio real: Cociente entre precios mayoristas y al consumidor. INDEC.

Tasa de interés: Tasa de interés de depósitos a plazo fijo. Estadísticas Financieras Internacionales-FMI.

Referencias

- Altonji, J. y Siow, A. (1987): Testing the Response of Consumption to Income Changes with (Noisy) Panel Data, *The Quarterly Journal of Economics*, 102, 2, 293-328.
- Andrews, D. y Fair, R. (1988) Inference in Nonlinear Econometric Models with Structural Change, *Review of Economic Studies*, 55, 615-640.
- DeJuan, J. y Seater, J. (1999) The permanent income hypothesis: Evidence from the consumer expenditure survey, *Journal of Monetary Economics*, 43, 351-376.

- Favero, C. (2001) *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press.
- Hall, R. (1978) Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence, *Journal of Political Economy*, 86, 6, 971-987.
- Hamilton, J. (1994) *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- Hansen, L.P. (1982) Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators, *Econometrica*, 50, 4, 1029-1054.
- Hansen, L.P. y Singleton, K.J. (1982) Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models, *Econometrica*, 50, 5, 1269-1286.
- Hayashi, F. (2000) *Econometrics*, Princeton University Press.
- Muellbauer, J. y Bover, O. (1986) Liquidity Constraints and Aggregation in the Consumption Function under Uncertainty, Discussion Paper 12, Oxford, Institute of Economic and Statistics.
- Muellbauer, J. y Lattimore, R. (1995) The Consumption Function: A Theoretical and Empirical Overview, en Pesaran y Wickens Eds. *Handbook of Applied Econometrics: Macroeconomics*. Blackwell Publishers, pp. 221-311.
- van Praag, B. y Booij, A. (2003) Risk Aversion and the Subjective Time Discount Rate: A Joint Approach, CESifo Working Paper Series No. 923, Tinbergen Institute Discussion Paper No. 2003-018/3.

CAPÍTULO III

COMPORTAMIENTO EXPONENCIAL VS. HIPERBÓLICO DE LOS CONSUMIDORES ARGENTINOS

1. Introducción

La gente se puede comportar de una manera distinta cuando decide entre una retribución inmediata o a futuro. Este hecho ha sido sugerido en la literatura económica en la década del cincuenta (Strotz, 1956) y reconsiderado nuevamente durante los noventa (Loewenstein y Prelec, 1992, Sozou, 1998, Laibson, 1997, 1998, Harris y Laibson, 2001, Frederick et. al., 2002, entre otros). Strotz (1956) en principio había sugerido que la gente es más impaciente en las decisiones de corto plazo que cuando se trata de decisiones de largo plazo. Un ejemplo usualmente sugerido para describir este comportamiento es el siguiente. La gente prefiere dos manzanas en 101 días que una manzana en 100 días pero al mismo tiempo prefiere una manzana hoy antes que dos manzanas mañana (Harris y Laibson, 2001). La reversión en las preferencias en este ejemplo muestra que la gente tiene una tasa de descuento más alta entre el presente y el próximo período que entre dos períodos subsiguientes. El contraste entre la paciencia de largo plazo y la impa-

ciencia de corto plazo se captura a través de funciones de descuento que toman la forma hiperbólica.

Los resultados del Capítulo II muestran que el modelo exponencial (factor de descuento constante) describe el comportamiento de los consumidores para el período 1980:1-2001:3. Sin embargo, cuando la muestra se extiende para incluir el período 2002-2004, el nuevo entorno macroeconómico podría implicar una percepción diferente sobre la realización de los retornos futuros que podría reflejarse a través de un factor de descuento hiperbólico que permita distinguir impaciencia de corto plazo y de largo plazo.

El objetivo de esta investigación, que constituye el Capítulo III de este estudio, es desarrollar una aplicación empírica de Harris y Laibson (2001) para obtener los parámetros estructurales de las Ecuaciones de Euler Hiperbólicas usando datos trimestrales durante el período 1980:1 a 2004:3¹ aplicando el Método Generalizado de Momentos (MGM).

Es interesante notar que los agentes que utilizan un factor de descuento hiperbólico presentan expectativas racionales pero tienen un comportamiento diferente al que se supone en la Ecuación de Euler Estándar que supone una función de descuento constante (forma exponencial). Al igual que en el Capítulo II, las tasas de retorno de los activos son aproximadas por la tasa de interés real y la tasa de crecimiento del tipo de cambio real, dado que esta última ha resultado ser uno de los principales determinantes de las variaciones de la «riqueza percibida» en la Argentina [ver Capítulo I].

Los resultados son consistentes con los obtenidos en el Capítulo II. Mientras que para el período 1980-2001 una función de descuento exponencial puede ser utilizada para describir las decisiones de los consumidores, para el período 2002-2004, en cambio, una función de descuento hiperbólica se aplicaría para describir los parámetros estructurales que están detrás de sus decisiones de ahorro-consumo.

¹ El mismo período muestral del Capítulo I.

El trabajo se organiza como sigue. La sección 2 presenta una breve revisión de la literatura. La sección 3 presenta los resultados econométricos y finalmente en la sección 4 se presentan las conclusiones.

2. Una revisión de la literatura

En 1937 Samuelson propuso el modelo de «Discount-Utility» (DU). Si bien Samuelson reconoce sus reservas respecto de la validez normativa y descriptiva de su modelo, el modelo DU ha sido ampliamente utilizado en el análisis económico de las decisiones intertemporales. Algunas insuficiencias de esta función han sido tenidas en cuenta por la literatura empírica dado que se ha observado que las tasas de descuento no son constantes y es más parecería que declinan.

Strotz (1956) ha sugerido que cuando un individuo elige un plan de consumo para un período futuro, la tasa de descuento aplicada a la utilidad futura depende de la distancia en el tiempo respecto del momento presente. Asimismo ha sugerido la existencia de mayor impaciencia en las decisiones de corto plazo respecto de las de más largo plazo.

Sozou (1998) reconoce que la preferencia sistemática por un retorno inmediato respecto de otro retorno futuro de la misma magnitud se observa con frecuencia, considerando que una razón para dicho comportamiento podría consistir en el riesgo que se corre de que el retorno futuro finalmente no se materialice.

El contraste entre paciencia de largo plazo e impaciencia de corto plazo se captura con funciones de descuento que toman la forma hiperbólica (Loewenstein y Prelec, 1992, Laibson, 1997 y Harris y Laibson, 2001). Tales funciones de descuento implican tasas de descuento decrecientes y al mismo tiempo implican inconsistencia temporal dado que la función de descuento entre dos

períodos depende del momento del tiempo en que se esté evaluando. Sin embargo, Sozou (1998) considera que no debería haber inconsistencia temporal si el consumidor percibe que la promesa del retorno futuro no es segura, teniendo asignada una probabilidad de ocurrencia.

Laibson (1997) y Harris y Laibson (2001) usaron el factor de descuento hiperbólico para estudiar las decisiones consumo-ahorro. A los fines de reflejar el patrón empírico de las tasas de descuento decrecientes Laibson (1997) y Harris y Laibson (2001) adoptaron la siguiente función de descuento de tiempo discreto $\{1, \beta\delta, \beta\delta^2, \beta\delta^3, \dots\}$. Esta función de descuento «cuasi-hiperbólica» reflejaría que la tasa de descuento tendría una tendencia declinante más rápida en el corto plazo que en el largo plazo. El factor de descuento de corto plazo es $\beta\delta$, y el factor de descuento de largo plazo es δ . La función de descuento hiperbólica engloba el caso estándar de factor de descuento exponencial, que es el caso en el que $\beta = 1$.

Harris y Laibson (2001) modelaron el comportamiento del propio individuo a lo largo del tiempo. El mismo individuo toma decisiones intertemporales respecto de su plan de consumo que se indexan conforme a los respectivos períodos de control ($t=0,1,2,\dots,T$). Durante el período t el consumidor cuenta con tenencias de dinero líquido $x_t \geq 0$, selecciona un nivel de consumo c_t que excluye préstamos y ahorros, $x_t - c_t$. El retorno bruto sobre los ahorros es fijo $R \geq 0$ y en el período siguiente el consumidor recibe ingresos laborales $y_{t+1} > 0$. Por lo que, las tenencias de dinero del próximo período son $x_{t+1} = R(x_t - c_t) + y_{t+1}$. El individuo al momento t recibe una retribución

$$E_t[U(c_t) + \beta \sum_{i=1}^{\infty} \delta^i U(c_{t+i})]$$

Este modelo engloba el caso de descuento exponencial con $\beta = 1, 0 \leq \delta < 1$, asimismo engloba el caso «cuasi-hiperbólico» $\beta < 1, 0 \leq \delta < 1$.

Harris y Laibson (2001) discutieron la forma hiperbólica de la Relación de Euler. Los autores comienzan su análisis sobre consumidores hiperbólicos describiendo un problema de decisiones intertemporales de consumo con un horizonte infinito considerando la tenencia de un único activo líquido. Suponen que C es una función de consumo de equilibrio

$$C(x_t) \in \arg \max_{c \in [0, x_t]} U(c) + E_t[\beta\delta V(R(x_t - c) + y_{t+1})] \quad (1)$$

donde x_t representa las tenencias de dinero, R es el retorno bruto y fijo de los ahorros, y_{t+1} es el ingreso laboral y V es la función de valor. La primer condición de primer orden asociada a la ecuación (1) implica que

$$U'(C(x_t)) \geq E_t[R\beta\delta V'(R(x_t - C(x_t)) + y_{t+1})] \quad (2)$$

Esta condición de primer orden y el teorema de la envolvente implican que el precio sombra del dinero es igual a la utilidad marginal del consumo.

$$W'(x_t) = U'(C(x_t)) \quad (3)$$

V y W están vinculadas por

$$\beta V(x_{t+1}) = W(x_{t+1}) - (1 - \beta)U(C(x_{t+1})) \quad (4)$$

Diferenciando (4) con respecto a x_{t+1} y sustituyendo en (2)

$$U'(C(x_t)) \geq E_t[R\delta(W'(x_{t+1}) - (1-\beta)U'(C(x_{t+1})))C'(x_{t+1})] \quad (5)$$

De la analogía con la ecuación (3) y reacomodando

$$U'(C(x_t)) \geq E_t[R(C'(x_{t+1})\beta\delta + (1-C'(x_{t+1}))\delta)U'(C(x_{t+1}))] \quad (6)$$

Esta es la Relación de Euler Hiperbólica. Cuando $\beta=1$ esta relación se reduce a la Relación de Euler Exponencial

$$U'(C(x_t)) \geq E_t[R\delta U'(C(x_{t+1}))] \quad (7)$$

La ecuación (7) implica que la utilidad marginal de consumir un peso extra hoy debe igualar a la utilidad marginal de ahorrar dicho peso. El peso ahorrado aumenta R pesos para el próximo período y la utilidad se descuenta por el factor δ . El término del lado derecho de la ecuación representa el valor de los ahorros marginales al día de hoy. La diferencia entre la Relación de Euler Hiperbólica (REH) y la Relación de Euler Exponencial (REE) es la siguiente, en el caso de REH el factor de descuento exponencial, δ , es reemplazado por el factor de descuento efectivo $C'(x_{t+1})\beta\delta + (1-C'(x_{t+1}))\delta$ que es un promedio ponderado del factor de descuento de corto plazo (un período) $\beta\delta$ y el factor de descuento de largo plazo δ , donde los respectivos pesos dependen de $C'(x_{t+1})$, la propensión marginal a consumir. El factor de descuento efectivo en la REH varía significativamente con las tenencias de dinero. Los consumidores que esperan bajas tenencias futuras de dinero (consumidores con restricciones de liquidez) esperarán una $C'(x_{t+1})$ cercana a uno (bajas tenencias de

dinero implican una alta propensión marginal a consumir), lo cual significa que el factor de descuento efectivo será aproximadamente igual a $\beta\delta$. Por el contrario, los consumidores con altas tenencias futuras de dinero esperarán una $C'(x_{t+1})$ cercana a cero, lo que implicará un factor de descuento efectivo aproximadamente igual a δ .

Harris y Laibson (2001) compararon el comportamiento de agentes hiperbólicos y exponenciales utilizando simulaciones para todo el ciclo de vida de ahorros y colocaciones de activos. Si bien calibraron niveles idénticos de riqueza total para hiperbólicos y exponenciales, encuentran algunas diferencias entre ellos: los agentes hiperbólicos invierten comparativamente menos de su riqueza en activos líquidos, mantienen relativamente menos proporción de riqueza líquida y piden mayores préstamos en el mercado de crédito (con tarjetas de crédito). Encuentran que las simulaciones hiperbólicas son relativamente mejores que las simulaciones exponenciales para explicar la evidencia encontrada tanto en el mercado de tarjetas de crédito como respecto de los co-movimientos del consumo y del ingreso y asimismo para explicar la acumulación de activos.

Laibson (1998, p. 865-866) reconoce que el modelo hiperbólico replica notablemente las propiedades del modelo de «buffer stock» respecto de la relación consumo-ingreso. En el modelo de «buffer stock» los consumidores amortiguan consumo contra los shocks de ingreso de alta frecuencia pero no son pacientes como para suavizar el consumo a lo largo de la vida (*low frequency life-time smoothing*). Laibson (1998, p.866) asimismo encuentra que «el modelo hiperbólico va más allá de las predicciones del modelo de «buffer stock», explicando una amplia gama adicional de regularidades empíricas anómalas». Una de las anomalías está relacionada con la pérdida del efecto del ahorro precautorio. En los modelos de «buffer stock» una alta varianza condicional del crecimiento del consumo está asociada con un mayor valor esperado de la propensión marginal a consumir un período adelante; en el modelo hiperbólico una alta $C'(x_{t+1})$ implica un factor de descuento efec-

tivo bajo, una baja pendiente esperada para el sendero de consumo compensando el efecto del ahorro precautorio. Otra anomalía está relacionada con la elasticidad de sustitución intertemporal (cómo varía la pendiente del sendero de consumo cuando varía la tasa de interés) que en la economía exponencial estándar es igual a la inversa del coeficiente de aversión relativa al riesgo. Por el contrario, la mayoría de los estudios empíricos sugieren que la elasticidad de sustitución intertemporal es menor a la inversa del coeficiente de aversión relativa al riesgo. El modelo hiperbólico es consistente con esta evidencia empírica porque cuando $\beta = 1$ se satisface dicha igualdad pero cuando $\beta < 1$ la relación uno a uno entre la elasticidad de sustitución y el coeficiente de aversión al riesgo se rompe. Si el coeficiente de aversión relativa al riesgo es mayor a uno, la elasticidad de sustitución intertemporal es menor a la inversa de dicho coeficiente, el efecto ingreso domina al efecto sustitución. Un aumento de la tasa de interés aumenta la tasa de consumo y reduce el factor de descuento efectivo, lo que implica una menor tasa de crecimiento del consumo y una limpieza parcial del efecto de una mayor tasa de interés.

Frederick, Loewenstein y O'Donoghue (2002) sugirieron que parte del comportamiento observado de los consumidores puede usualmente interpretarse como evidencia en favor de funciones de descuento hiperbólicas, por ejemplo: (i) cuando se le pide a la gente que compare un retorno menor y cercano con un retorno mayor y lejano en el tiempo, la tasa de descuento implícita sobre mayores horizontes de tiempo es menor que la tasa de descuento implícita sobre horizontes más cortos de tiempo; (ii) la forma funcional hiperbólica aproxima los datos mejor que la forma funcional exponencial, que impone tasas de descuento constantes y (iii) las preferencias entre dos retornos retrasados en el tiempo se puede revertir en favor del retorno más próximo cuando el tiempo entre ambos retornos disminuye. Las funciones de descuento hiperbólicas ayudan a explicar el comportamiento observado en un amplio rango de hechos estilizados sobre consumo.

La próxima sección presenta los resultados de la estimación de Ecuaciones de Euler Hiperbólicas para Argentina durante el período 1980:1 a 2004:3 analizando el comportamiento de la REE versus el comportamiento de la REH.

3. Resultados econométricos

A los fines de obtener estimaciones de los parámetros estructurales de una Ecuación de Euler Hiperbólica para Argentina se estima una aproximación empírica de la Ecuación (6) usando datos trimestrales (1980:1 a 2004:3) siguiendo el Método Generalizado de Momentos (MGM).

La Tabla 1 presenta las estimaciones² de una Ecuación de Euler Hiperbólica (EEH) cuando la función de utilidad es de la forma CRRA, es decir

$$C_t^{-\gamma} = E_t[R(C'_{t+1}\beta\delta + (1-C'_{t+1})\delta)C_{t+1}^{-\gamma}]$$

donde C representa el gasto de consumo privado per cápita, R denota el retorno bruto sobre los ahorros, C' es la derivada de C respecto de las tenencias de dinero, β y δ son los factores de descuento, $\beta\delta$ es el factor de descuento de corto plazo y δ es el factor de descuento de largo plazo y finalmente γ es el (valor absoluto del) parámetro de aversión al riesgo. En esta aplicación empírica, como en el Capítulo II, los retornos se aproximan por la tasa de interés real de depósitos a plazo y por la tasa de crecimiento del tipo de cambio real³ y C' se aproxima por el cociente entre consu-

² Se utiliza el programa econométrico Eviews. Véase la guía al usuario para una descripción detallada de cada estimador de la matriz de ponderación.

³ Dado que el tipo de cambio permaneció nominalmente fijo durante la Convertibilidad, se lo ha aproximado en términos reales por el cociente de los precios mayoristas a los precios al consumidor. Los retornos se incluyen de forma $I(0)$.

mo y tenencias de dinero, en este caso la propensión marginal a consumir se supone igual a la propensión media a consumir.⁴

Los resultados se muestran en la Tabla 1 donde la robustez de las estimaciones a la selección del método para estimar la matriz de ponderación también puede observarse. Los instrumentos utilizados son rezagos de las variables.

Tabla 1. Estimaciones por el MGM y Errores Estándar (S.E) de los Parámetros Estructurales

Estimaciones MGM EEH-CRRA 1980:1-2004:3	Estimador de la Matriz de Ponderación		
	Newey-West (nw) Fijo (3)*	Andrews (3.73)*	Newey-West (6)* Variable
β	1.050	1.044	1.066
S.E.	0.097	0.096	0.100
γ	0.328	0.301	0.347
S.E.	0.111	0.124	0.108
δ	0.965	0.969	0.955
S.E.	0.064	0.064	0.065
Estadístico J	0.094	0.099	0.066

*Entre paréntesis está el rezago en el que se trunca

El primer resultado de la estimación por MGM de la EEH es que β no resulta diferente de 1 para todo el período⁵, lo que indica que la Ecuación de Euler Exponencial estándar representa el compor-

tamiento de los consumidores argentinos durante el período 1980:1 a 2004:3 reforzando los resultados encontrados en el Capítulo II. Cuando $\beta=1$ el término $(C'_{t+1}\beta\delta + (1 - C'_{t+1})\delta)$ es igual δ y nos encontramos ante el caso de descuento exponencial.

Sin embargo, una propiedad saliente de la EEH es que permite considerar la existencia de restricciones de liquidez. Como sugieren Harris y Laibson (2001), cuando se esperan bajos niveles de tenencias de dinero, C' será cercana a 1 y los consumidores presentarán restricciones de liquidez, implicando que el factor de descuento efectivo será $\beta\delta$ pero cuando se esperan altos niveles de tenencias de dinero y los consumidores no presentan restricciones de liquidez, se esperará una C' cercana a cero y el factor de descuento será δ . En general, el factor de descuento efectivo será un promedio ponderado de estos factores, con los pesos determinados por la propensión marginal a consumir. Dado que como se expresaba anteriormente, bajos niveles de tenencias de dinero implican agentes con restricciones de liquidez, la EEH parecería ser apropiada para describir las decisiones de los consumidores cuando estas restricciones se hacen efectivas. En el Capítulo I los resultados muestran que se podría considerar que los consumidores argentinos enfrentan restricciones de liquidez solamente para el período que se inicia en el año 2002. El Capítulo II muestra que la REE describe el comportamiento de los consumidores argentinos hasta el tercer trimestre de 2001. Dados estos resultados, las estimaciones que se presentan en la Tabla 2 se realizan considerando que los pesos C' solamente aparecen en el período 2002:1 a 2004:3 a través de una variable multiplicativa para este período. Si el coeficiente β es menor a uno, el comportamiento de los consumidores podría representarse por EEH en el nuevo régimen.

Los instrumentos usados son los segundos y terceros rezagos de la tasa de crecimiento del consumo, de la tasa de crecimiento del tipo de cambio real y de la tasa de interés separada en sus dos componentes, la tasa de interés nominal y la inflación.

⁴ Las tenencias de dinero son aproximadas por el ingreso nacional a precios corrientes más tenencias de dinero por motivo transacciones de fin del período anterior (dinero, cuenta corriente y cajas de ahorro). A los fines de evaluar la sensibilidad de los resultados a estos ponderadores, se probaron ponderadores ad-hoc entre 0.5 y 0.9 en la estimación por el MGM; pero los principales resultados se mantienen.

⁵ A través de un test de Wald de restricciones lineales sobre los parámetros se encuentra que el parámetro β no ha resultado ser diferente de 1 para todo el período (con probabilidad 0.6023, usando el estimador Newey-West Variable para la matriz de ponderación).

Los resultados se muestran en la Tabla 2, donde también puede observarse la robustez de las estimaciones a los diferentes métodos utilizados para estimar la matriz de ponderación.

Tabla 2. Estimaciones por el MGM y Errores Estándar (S.E) de los Parámetros Estructurales

Estimaciones MGM EEH-CRFA 1980:1-2004:3	Estimador de la Matriz de Ponderación		
	Newey-West (nw) Fijo (3)*	Andrews (3.64)*	Newey-West (7)* Variable
β	0.9624	0.9632	0.9594
S.E.	0.0024	0.0026	0.0018
γ	0.1315	0.1267	0.1791
S.E.	0.0481	0.0523	0.0320
δ	1.0012	1.0009	1.0014
S.E.	0.0008	0.0010	0.0007
Estadístico J	0.1532	0.1611	0.1084

*Entre paréntesis está el rezago en el que se trunca

Como puede observarse, el valor (absoluto) del coeficiente de aversión relativa al riesgo (γ) es positivo, representando preferencias cóncavas.

Es importante notar que en este caso la estimación de β es 0.96, un valor diferente de 1, cuando EEH es considerada a partir de 2002. La Tabla 3 muestra que el estadístico de Wald rechaza la hipótesis de que este coeficiente sea igual a 1. Las Tablas 2 y 3 también muestran que el factor de descuento δ no es diferente de 1, a los niveles tradicionales de significatividad. Este valor del factor de descuento coincide con una función de descuento de la forma $\{1, \beta, \beta, \beta, \dots\}$, una forma que ha sido utilizada por Akerlof (1991). Tal función representa las decisiones de individuos que hacen pesar los retornos del día de hoy más que cualquier otro retorno futuro de mayor tamaño. Dilatar acciones («*Procrastination*») es una

característica de esta clase de comportamiento. Esta conducta de dilatar acciones («*Procrastination*») ocurre cuando «los costos presentes son excesivamente altos en comparación con los costos futuros, conduciendo a los individuos a posponer la tarea hasta mañana sin prever que cuando llegue mañana, la acción requerida se va a retrasar nuevamente» (Akerlof 1991, p.1). Este tipo de comportamiento se nos revelaría como el adoptado por el consumidor argentino representativo después del quiebre de 2002.

Tabla 3. Restricciones sobre los coeficientes

Test de Wald	
Hipótesis Nula: $\beta=1$	
Test	Probabilidad
Chi-cuadrado	0.0000
Test de Wald	
Hipótesis Nula: $\delta=1$	
Test	Probabilidad
Chi-cuadrado	0.1467

Dado que el número de condiciones de ortogonalidad excede al número de parámetros a estimar, la validez de las restricciones de sobre-identificación se evalúa usando el estadístico propuesto por Hansen (1982)⁶

$$T \cdot J - statistic \sim \chi^2(p - q)$$

donde T es el número de observaciones, p es el número de condiciones de ortogonalidad y q es el número de parámetros. Dado el valor observado,

⁶ Este estadístico se computa usando el estimador Newey-West Variable para la matriz de ponderación (la forma menos restringida).

$$T.J - statistic = 10.18 (30)$$

la hipótesis nula de validez de los instrumentos no es rechazada a los niveles tradicionales de significatividad.

Resumiendo, las estimaciones de los parámetros presentan los valores y signos esperados. Las estimaciones son también robustas a las diferentes especificaciones de la matriz de ponderación. El modelo exponencial describe el comportamiento de los consumidores argentinos durante el período que finaliza en el año 2001 (como en el Capítulo II). Posteriormente, una clase de función hiperbólica describiría el comportamiento de los consumidores. Esto indicaría que los consumidores diferenciarían decisiones de corto y de largo plazo después del quiebre económico y político y se transformarían en más impacientes en el corto plazo. Estos resultados son consistentes con los resultados obtenidos en el Capítulo I donde se encuentra que las restricciones de liquidez comenzarían después del «default» y la devaluación. Mientras que una REE puede ser usada para describir el comportamiento de los consumidores argentinos hasta el año 2001, una forma de EEH se aplicaría para describir tal comportamiento en el último período dada la existencia de restricciones de liquidez.

4. Conclusiones

Este trabajo investiga si el comportamiento de los consumidores argentinos puede describirse en términos de modelos hiperbólicos usando datos trimestrales durante el período 1980:1 a 2004:3. Se desarrolla una aproximación empírica de Harris y Laibson (2001) de manera de obtener los parámetros estructurales de las Ecuaciones de Euler Hiperbólicas. Esto implicaría que la gente se puede

comportar diferente cuando decide entre un retorno inmediato y un retorno futuro y tiene una tasa de descuento mayor entre el período presente y el período siguiente que entre períodos subsiguientes.

Los resultados muestran que las estimaciones de los parámetros presentan los valores y signos esperados. Las estimaciones son también robustas a las diferentes especificaciones de la matriz de ponderación. Los resultados encontrados con este enfoque son consistentes con los obtenidos por el enfoque de la Ecuación de Euler-MGM del Capítulo II. Mientras que para el período 1980-2001 una REE puede ser usada para describir el comportamiento de los consumidores argentinos, para el período 2002-2004 cierta Relación de Euler Hiperbólica puede, en cambio, ser usada para obtener los parámetros estructurales que están detrás de sus decisiones de consumo-ahorro dada la existencia de restricciones de liquidez. El nuevo contexto macroeconómico, implicaría una percepción diferente respecto de la realización de futuros retornos que se reflejaría a través de un factor de descuento hiperbólico que permite distinguir impaciencia de corto y de largo plazo, ponderando a los retornos actuales más que a mayores retornos futuros.

De esto se deduce que las restricciones de liquidez y las funciones de descuento *cuasi*-hiperbólicas son los principales rasgos que caracterizan los patrones de consumo después del quiebre de 2002. Si bien el gran quiebre comenzó con un colapso financiero que condujo a la insolvencia del sector privado, las restricciones financieras se fueron mitigando gradualmente con el paso del tiempo. Sin embargo, los resultados empíricos parecerían indicar que, en el agregado, los consumidores continúan sintiendo restricciones de financiamiento para completar sus planes óptimos de consumo al menos hasta finales de 2004. Por lo tanto, si bien se aplican dos enfoques empíricos diferentes para comprender el comportamiento de los consumidores (Capítulo I y Capítulos II y III) ambos sugieren patrones consistentes de consumo cuando son considerados para diferentes contextos macroeconómicos.

Apéndice 1: Definiciones y fuentes de datos

Consumo privado: Gasto de consumo privado (miles de pesos a precios de 1986). Ministerio de Economía y ECLAC Bs.As.

Tipo de cambio real: Cociente entre precios mayoristas y al consumidor. INDEC.

Tasa de interés: Tasa de interés de depósitos a plazo fijo. Banco Central de la República Argentina (B.C.R.A.)

Inflación: $(p_t - p_{t-1}) / p_{t-1}$ donde p_t es el logaritmo del nivel general de precios al consumidor. INDEC.

Referencias

- Akerlof, G. (1991) Procrastination and Obedience, *The American Economic Review*, 81, 2, 1-19.
- Angeletos, M., Laibson, D., Repetto, A, Tobacman, J. and Weinberg, S (2000) Hyperbolic Discounting, Wealth Accumulation and Consumption, Serie Economía N° 90, Centro de Economía Aplicada, Departamento de Ingeniería Industrial, Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas, Universidad de Chile.
- Favero, C. (2001) Applied Macroeconometrics, Oxford University Press.
- Frederick, S., Loewenstein, G. and O'Donogue, T. (2002) Time Discounting and Time Preference: A Critical Review, *Journal of Economic Literature*, Vol. XL, June, 351-401.
- Hall, R. (1978) Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence, *Journal of Political Economy*, 86, 6, 971-987.
- Harris, C. and Laibson, D. (2001) Hyperbolic Discounting and Consumption, mimeo.
- Hamilton, J. (1994) Time Series Analysis, Princeton University Press, Princeton.
- Hansen, L.P. (1982) Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators, *Econometrica*, 50, 4, 1029-1054.
- Hansen, L.P. and Singleton, K.J. (1982) Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models, *Econometrica*, 50, 5, 1269-1286.
- Hayashi, F. (2000) *Econometrics*, Princeton University Press.
- Laibson, D., Repetto, A. and Tobacman, J. (2004) Estimating Discount Functions from Lifecycle Consumption Choices, mimeo.
- Laibson, D. (1998) Life-Cycle Consumption and Hyperbolic Discount Functions, *European Economic Review*, 42, 861-871.
- Laibson, D. (1997) Golden Eggs and Hyperbolic Discounting, *Quarterly Journal of Economics*, 112, 2, 443-477.
- Laibson, D. (1996) Hyperbolic Discounting Functions, Undersaving and Saving Policy, *NBER Working Paper Series*, Working Paper N° 5635.
- Loewenstein, G. and Prelec, D. (1992) Anomalies in Intertemporal Choice: Evidence and an Interpretation, *Quarterly Journal of Economics*, 107, 2, 573-597.
- Muellerbauer, J. and Bover, O. (1986) Liquidity Constraints and Aggregation in the Consumption Function under Uncertainty, Discussion Paper 12, Oxford, Institute of Economic and Statistic.
- Muellerbauer, J. and Lattimore, R. (1995) The Consumption Function: A Theoretical and Empirical Overview, in Pesaran and Wickens Eds. *Handbook of Applied Econometrics: Macroeconomics*. Blackwell Publishers, pp. 221-311.
- Ramsey, F. (1928) A Mathematical Theory of Saving, *The Economic Journal*, 38, 152, 543-559.
- Sozou, P. (1998) On Hyperbolic Discounting and Uncertain Hazard Rates, *Proc. R. Soc. Lond. B* (1998) 265, 2015-2020.
- Strotz, R. (1956) Myopia and Inconsistency in Dynamic Utility Maximization, *Review of Economic Studies*, 23, 3, 165-180.
- van Praag, B. and Booij, A. (2003) Risk Aversion and the Subjective Time Discount Rate: A Joint Approach, CESifo Working Paper

CONCLUSIONES

Este trabajo ha investigado el comportamiento de los consumidores en Argentina siguiendo métodos econométricos alternativos durante el período 1980-2004. Uno de estos métodos, que sigue el enfoque de la «función consumo (resuelta)» con modelos de Corrección al Equilibrio, analiza los efectos sobre el gasto de los consumidores de la «percepción de riqueza» y de la existencia de «restricciones de liquidez». El otro enfoque se concentra en las estimaciones de los parámetros estructurales que describen las preferencias de los consumidores siguiendo la metodología de la Ecuación de Euler y el Método Generalizado de Momentos.

Siguiendo la primer metodología, que tiene en cuenta las propiedades de las series de tiempo, el Capítulo I se enfoca en buscar los determinantes de la «percepción de riqueza» (dada la ausencia de medición de datos de riqueza), evaluando la existencia de restricciones de liquidez y modelando una función consumo agregada para Argentina, inicialmente, durante el período 1980-2000. Para el modelo estimado con esta muestra, la hipótesis del ciclo de vida-ingreso permanente no puede rechazarse, adaptándose la misma a la experiencia argentina con la existencia de dos determinantes de corto plazo de la «riqueza percibida»: las desviaciones entre el in-

greso actual y el último pico de ingreso y la tasa de crecimiento del tipo de cambio real. Si bien la muestra incluye los '80 y los '90, se ha encontrado un modelo estable que también indicaría que el comportamiento de los consumidores, en el agregado, no evidenciaría restricciones de liquidez. La estabilidad de estos resultados es evaluada, posteriormente, con una extensión de la muestra hasta el tercer trimestre del año 2004. Después del año 2002, se encuentran diferentes resultados en cuanto a la existencia de restricciones de liquidez respecta. El comportamiento de los consumidores podría describirse a través de modelos con restricciones de liquidez a partir del año 2002. Desde el «default» de la deuda y la devaluación, los consumidores parecerían experimentar restricciones para conseguir el financiamiento necesario para satisfacer su plan de consumo óptimo. Asimismo se encuentra que, para el período completo (1980-2004), la tasa de crecimiento del tipo de cambio real ha resultado ser un determinante de corto plazo del consumo y un indicador estable de la «riqueza percibida».

Cabe destacar que los resultados encontrados con este enfoque han sido consistentes con los obtenidos en el Capítulo II y el Capítulo III siguiendo el enfoque de la Ecuación del Euler y el Método Generalizado de Momentos. Mientras que para el período 1980-2001 una función de descuento exponencial puede utilizarse para describir las preferencias de los consumidores argentinos, para el período 2002-2004 una función de descuento *cuasi*-hiperbólica puede, en cambio, ser utilizada para obtener los parámetros estructurales que están detrás de sus decisiones de consumo-ahorro. En el Capítulo II, los resultados obtenidos indicarían que el caso argentino podría contribuir a la investigación sobre la estabilidad de los parámetros a través de la comparación de las estimaciones recursivas de ambos parámetros estructurales. Si bien la constancia de los parámetros es conjuntamente rechazada, las estimaciones recursivas muestran que el parámetro de aversión relativa al riesgo y el parámetro de impaciencia presentan las modificaciones que ha-

brían de esperarse conforme a los diferentes contextos macroeconómicos a lo largo de los cuales se efectúa la estimación. Es decir, se encuentra que los consumidores se comportan racionalmente conforme a las estimaciones de los parámetros de la Relación de Euler Estándar (Exponencial) hasta el año 2001. El Capítulo III confirma los resultados encontrados en el Capítulo II y estima una Ecuación de Euler Hiperbólica para la obtención de los factores de descuento diferenciales para el corto y el largo plazo. La mayoría de los estudios empíricos encontrados en la literatura utilizan simulaciones numéricas para la obtención de los factores de descuento diferenciales, a diferencia de los mismos, en el Capítulo III se los estima a través del Método Generalizado de Momentos. Para la muestra extendida, el Capítulo III muestra que, cierta Relación de Euler Hiperbólica puede describir el comportamiento de los consumidores dada la existencia de restricciones de liquidez. Esto indicaría que, el nuevo contexto macroeconómico, implicaría una percepción diferente respecto de la realización de futuros retornos que se reflejaría a través de un factor de descuento hiperbólico que permite distinguir impaciencia de corto y de largo plazo, ponderando a los retornos actuales más que a mayores retornos futuros.

Este trabajo quiere contribuir al uso de enfoques alternativos para la modelación del consumo en Argentina adaptando los mismos a la inestabilidad macroeconómica del país y a la falta de medidas apropiadas de riqueza para efectuar las estimaciones. Si bien se aplican dos enfoques econométricos diferentes para comprender el comportamiento de los consumidores (Capítulo I y Capítulos II y III) ambos sugieren patrones consistentes de consumo cuando son considerados para diferentes contextos macroeconómicos.