

**Los efectos de las restricciones de
liquidez sobre el consumo de los
hogares. El caso de Uruguay.**

**Rodrigo Arim
Iliana Reggio**

**INSTITUTO DE ECONOMIA
Serie Documentos de Trabajo
DT 08/06**

Los efectos de las restricciones de liquidez sobre el consumo de los Hogares. El caso de Uruguay.

Rodrigo Arim (Instituto de Economía, Universidad de la República)

Iliana Reggio (Programa de Phd UCLA)

Resumen

En este trabajo se busca analizar la presencia de restricciones de liquidez en Uruguay, país pequeño y en desarrollo con un sistema financiero relativamente extendido. Para ello, se utiliza el enfoque metodológico desarrollado por Hayashi (1985), el cual permite contrastar la hipótesis de la presencia de restricciones de liquidez a partir de una muestra de corte transversal representativa de los hogares uruguayos. Los resultados obtenidos señalan que hay indicios de restricciones de liquidez, la cual determinaría que el gasto efectivo se ubica al menos un 8% por debajo del consumo deseado por los hogares en Montevideo y un 14% en el interior del país.

In this paper we analyze the presence of liquidity constraint in Uruguay, an small and developing country with a relatively extended financial system. With this objective, the methodologic approach developed by Hayashi is used (1985), which allows to contrast the hypothesis of the presence of liquidity constraint from a representative cross section sample of the Uruguayan household. The results show that there is evidence of liquidity constraint, which would determine that the effective expenditure of the household is located at least a 8% below the consumption wished by the household in Montevideo and a 14% in the rest of urban country.

Los efectos de las restricciones de liquidez sobre el consumo de los Hogares. El caso de Uruguay.

Rodrigo Arim (Instituto de Economía, Universidad de la República)

Iliana Reggio (Programa de Phd UCLA)

1. Introducción

La presencia de restricciones en el acceso al mercado financiero por parte de las familias pone en duda algunos de los postulados básicos de las teorías sobre el consumo sustentadas en la hipótesis del ingreso permanente y del ciclo de vida. Según estos enfoques teóricos, las decisiones de consumo son tomadas en un contexto intertemporal y los agentes buscan mantener la utilidad marginal de su consumo constante en el tiempo (Browning y Lusardi, 1996). Si los mercados financieros son perfectos, las familias asignarán los recursos que esperan obtener a lo largo de su ciclo de vida de tal forma de suavizar el consumo. En este marco, la variable que determina el consumo efectivo en cada momento del tiempo es el valor presente del ingreso a lo largo de su ciclo de vida. En otros términos, los movimientos en el ingreso corriente disponible no deberían afectar las decisiones de gasto de los hogares.

Sin embargo, si las familias enfrentan restricciones para acceder al mercado de capitales con el objetivo de financiar su consumo presente, entonces el ingreso corriente disponible se constituye en una restricción efectiva sobre su consumo actual. En este contexto, los movimientos en el ingreso disponible generarán cambios en el nivel de gasto de los hogares.

La presencia de restricciones de liquidez tiene fuertes implicancias macroeconómicas: si los mercados de capitales fueran perfectos, cambios transitorios en los ingresos de las familias no deberían generar movimientos importantes en el nivel de consumo. Pero si existen restricciones de liquidez, entonces dichos movimientos en los ingresos implicarán movimientos importantes en el gasto agregado. En otros términos, la presencia de estas restricciones puede funcionar como un importante amplificador del ciclo económico.

El tema adquiere una particular relevancia en el contexto de los países no desarrollados, en particular en términos de sus implicancias para las políticas de estabilización económica que inciden en el nivel de ingreso disponible de los hogares. A su vez, es de presumir que las dificultades para acceder al crédito deben ser mayores en estas economías, dado que el mercado de capitales suele tener un grado relativo de desarrollo menor que el observado para los países de la OCDE. En ese sentido, Haque y Montiel (1989) para una muestra de 16 países subdesarrollados encuentran que existen restricciones de liquidez significativamente más fuertes que las encontradas para Estados Unidos.

En este trabajo se busca analizar la presencia de restricciones de liquidez en Uruguay, país pequeño y en desarrollo con un sistema financiero relativamente extendido. Para ello, se

utiliza el enfoque metodológico desarrollado por Hayashi (1985), el cual permite contrastar la hipótesis de la presencia de restricciones de liquidez a partir de una muestra de corte transversal representativa de los hogares uruguayos que habitan en el medio urbano.

El trabajo se ordena de la siguiente manera: en el apartado dos se delimitan las principales características de la metodología utilizada por Hayashi (1985), en el tres se describe la base de datos utilizada sobre consumo e ingresos de los hogares uruguayos, en el cuatro se presentan los resultados obtenidos y finalmente en el apartado cinco se resumen las principales conclusiones extraídas.

2. Metodología

La metodología a emplear en el trabajo se basa en la propuesta por Hayashi (1985) y busca testear la existencia de restricciones de liquidez en el consumo de los hogares así como cuantificar la importancia de tales restricciones a partir de datos de corte transversal para un año.

La idea principal consiste en separar las observaciones de la muestra en hogares de alto y bajo ahorro y suponer que los hogares que se identifican como de alto ahorro no están sujetos a restricciones de liquidez. Se estima entonces una ecuación de consumo para estos hogares a través de un modelo Tobit. El cual, dado dicho supuesto, resulta adecuado para identificar el consumo deseado como función de un conjunto de variables elegido en un escenario donde no existen restricciones de liquidez. La misma ecuación es estimada utilizando Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y se comparan ambos resultados. Si se verifica que son significativamente diferentes es razonable inferir que al menos algunos de los hogares se encuentran bajo restricciones de liquidez.

Además, dado que el procedimiento Tobit resulta consistente aun bajo la hipótesis de existencia de restricciones de liquidez, es posible usarlo para estimar el consumo deseado (aquel que se verificaría en ausencia de restricciones) y así cuantificar el efecto de las mismas sobre el consumo de los hogares.

La estrategia antes delineada necesita establecer varios supuestos. En primer lugar se asume que el valor esperado del consumo deseado, condicional en un conjunto de variables elegido (que se identifican en el siguiente apartado) es una función lineal de dichas variables.

En segundo lugar se requiere fijar una cota superior para el consumo corriente que permita distinguir a los hogares según se considere enfrentan o no restricciones de liquidez. En ese sentido un hogar que gasta menos de cierto umbral (que se determina en función de la relación entre el consumo y su ingreso disponible) se considera como un hogar no restringido. La fijación de este umbral es un punto crucial en la metodología ya que para asegurar la consistencia del procedimiento Tobit es imprescindible que ningún hogar con restricciones quede clasificado como no restringido.

Cabe aclarar que Hayashi en la aplicación de la metodología hace uso de datos sobre los activos financieros que poseen los hogares para el cálculo del umbral, lo cual es una importante carencia de nuestro trabajo mientras que, como se describirá en el apartado siguiente, la encuesta de gastos e ingresos releva el consumo y el ingreso disponible de las familias pero no su stock de activos financieros.

Dado que esta cota se fija de una manera arbitraria y que no se cuenta con información acerca de la tenencia de activos financieros por parte de los hogares el análisis se realiza utilizando distintos umbrales para distinguir a los hogares de la muestra, relativos siempre al ingreso disponible, analizando la sensibilidad de los resultados a dichos umbrales.

Finalmente, se supone que los errores son homoscedásticos y normalmente distribuidos, un problema para cuya corrección se siguen distintos procedimientos. Hayashi plantea deflactar las variables usando el ingreso disponible, aunque reconoce que esto no garantiza la completa corrección del problema y recurre a un test de multiplicadores de Lagrange de heteroscedasticidad y normalidad. En este trabajo además de deflactar las variables utilizando el ingreso disponible (resultados que se presentan en el apéndice) se realizan las estimaciones aplicando logaritmos. En ambos casos se realizan correcciones por heteroscedasticidad, de modo que la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas corresponde al estimador robusto de White, el cual resulta consistente aún bajo la presencia de heteroscedasticidad de los residuos.

Una vez separados los hogares de acuerdo al umbral fijado, se estima la ecuación de consumo utilizando un procedimiento Tobit. Bajo el supuesto de que los hogares de alto ahorro no enfrentan restricciones de liquidez, se pueden utilizar sus consumos para estimar el consumo deseado. Sin embargo, dado que pueden existir hogares dentro del grupo de los de bajo ahorro que estén sufriendo de restricciones, el consumo de dichos hogares no se usa para la estimación del consumo deseado. Por lo tanto se pueden obtener dos estimaciones para el consumo deseado, una por MCO y otra por Tobit y ambas serán consistentes bajo la hipótesis de no existencia de restricciones de liquidez. Sin embargo las estimaciones MCO lo serán sólo bajo dicha hipótesis mientras que el procedimiento Tobit arrojará estimaciones consistentes aún en presencia de restricciones de liquidez. Por lo tanto si los dos conjuntos de estimaciones resultan estadísticamente diferentes es posible rechazar la hipótesis de ausencia de restricciones. Esta comparación entre ambos modelos se realiza a través del test desarrollado por Hausman (1978), dado que el mismo descansa precisamente en que existe un estimador consistente tanto en la hipótesis nula como en la alternativa, mientras que el modelo que brinda estimadores consistentes y asintóticamente eficientes sólo posee esas propiedades bajo la hipótesis nula. Para realizar el contraste de Hausman, se construye un estadístico de Wald típico, que toma la siguiente forma:

$$(b_{tobit} - b_{mco})^T (V_{tobit} - V_{ols})^{-1} (b_{tobit} - b_{mco})$$

donde b y V son respectivamente los coeficientes y la matriz de varianzas y covarianzas, mientras que los subíndices señalan la estimación de la que provienen.

Por último dado que el procedimiento Tobit es consistente aún ante restricciones, se puede expresar cuantitativamente su impacto en el consumo a través de la estimación del consumo deseado.

3. Características de la información utilizada

La base de datos utilizada en el presente estudio son los microdatos de la Encuesta de Gastos e Ingresos de los Hogares (EGIH), relevada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) durante el año comprendido entre junio de 1994 y mayo de 1995. La EGIH es representativa de los hogares que habitan en localidades urbanas de 10.000 y más habitantes encontrándose conformada por dos submuestras independientes: una representativa de la ciudad de Montevideo y otra del resto del país urbano.¹

La EGIH permite contar con información desagregada sobre diversas características sociodemográficas y económicas del hogar encuestado y de sus integrantes, los ingresos provenientes de distintas fuentes y la magnitud y composición del gasto del hogar en cuestión.

En cuanto a los ingresos del hogar, se cuenta con información sobre todas las fuentes de ingresos percibidas durante el mes anterior a la realización de la encuesta por parte de los integrantes del núcleo familiar clasificados según procedan del trabajo asalariado o por cuenta propia, por la condición de propietario de una empresa o integrante de una cooperativa de producción, por transferencias del Estado (jubilaciones, seguro de desempleo, asignaciones familiares, etc), alquileres u otras rentas, pago de intereses y dividendos, etc. Por esta razón, la EGIH presenta una buena captación del ingreso disponible de los hogares. A su vez, para los hogares que son propietarios de la vivienda que habitan se les pide que realicen una estimación de cual sería el ingreso que percibirían si optaran por alquilar su vivienda (valor locativo). Por lo tanto, es posible imputar el valor locativo como parte del ingreso del hogar. En la implementación empírica de la metodología reseñada en el apartado anterior se opta por llevar a cabo estimaciones considerando al ingreso con y sin valor locativo.

En el caso del Gasto, se utilizó una metodología consistente en dividir el gasto según la frecuencia con que es esperable que el mismo ocurra. Así, se relevó el gasto semanal del hogar en alimentos, cigarrillos y otros consumos diarios, mientras que se le preguntó sobre el consumo realizado el último mes en el pago de servicios y bienes durables. Para el caso de bienes de un mayor valor o que implican cambios en la situación patrimonial del hogar el período de referencia utilizado fueron los últimos 6 meses antes de concretarse la encuesta. En el cálculo del gasto mensual total del hogar se asignó al mismo la alícuota parte correspondiente al período de referencia utilizado.

¹ Para el caso del interior del país, la EGIH se relevó en cinco ciudades - Colonia, Durazno, Maldonado, Salto y Rivera - que dadas sus características socioeconómicas fueron consideradas representativas del total del Interior Urbano del país de más de 10.000 habitantes.

Sin embargo, la EGIH no reporta información sobre el estado y evolución del patrimonio financiero neto de las familias. A los hogares entrevistados no se les pide que brinden datos sobre la propiedad de activos financieros, mientras que tampoco se releva información sobre la adquisición de activos financieros que integrarían el portafolio en que los hogares concretan su ahorro ni sobre la venta de los mismos con el fin de financiar el consumo presente. Tampoco se pregunta sistemáticamente sobre el acceso al mercado de créditos para financiar su consumo, por lo cual no se tiene una estimación sólida del cambio en el patrimonio financiero neto de los hogares durante el período de referencia.

Dado que la hipótesis de que los hogares enfrentan restricciones de liquidez implica que su consumo real difiere del consumo óptimo por la existencia de una cota dada por el ingreso disponible más parte del patrimonio que pueden comercializar para financiar el consumo, la falta de información referente a la evolución del patrimonio financiero de los hogares resulta una carencia relevante en el contexto del presente trabajo.

El trabajo original de Hayashi (1985) op.cit utiliza una encuesta sobre características financieras de los consumidores (*Survey on financial characteristics of Consumers*), que releva tanto el ingreso disponible tal como se define en este trabajo como el valor de un número importante de activos financieros en poder de los hogares, por lo que cuenta con más información para definir el umbral al partir del cual el consumo de las familias se supone restringido. Los datos sobre el consumo se obtienen por diferencias entre el ingreso reportado y el cambio en la posición de activos financieros (ahorro), mientras que en el caso de la EGIH se cuenta con una estimación de esta variable a partir del consumo reportado en forma desagregada por los hogares. Para paliar el problema de que la EGIH reporte únicamente el ingreso disponible se realizan un conjunto de estimaciones que parten de imponer diversos límites al consumo de los hogares para clasificarlos como observaciones con la variable dependiente – consumo óptimo – censurada o no censurada.

En cuanto a las características socioeconómicas de los hogares, la EGIH releva información de distinta naturaleza que puede ser utilizada para los fines establecidos en el presente trabajo. Se optó por incorporar a las estimaciones un conjunto de variables que a priori se espera que influyan en el consumo deseado de las familias: la cantidad de integrantes del hogar (*miemb*), la edad del jefe de hogar (*edadjf*), la presencia de menores (*menores*) y la condición de propietaria de la vivienda que habita (*prop*). A su vez, se agregó una variable que se aproxima al nivel educativo general de hogar – clima educativo (*climaed*) -, la que se construye como el promedio de años de educación de los integrantes de la familia que culminaron su participación en el sistema educativo formal. En el caso del interior urbano del país, se incorporó un conjunto de variables binarias (*depto*) que identifican las distintas ciudades donde se llevó a cabo la EGIH.²

4. Resultados

Como se reseñó en el apartado metodológico para contrastar la hipótesis del ingreso permanente como determinante del consumo se deben realizar estimaciones por MCO y

² El departamento 5 identifica a la ciudad de Colonia, el 6 a Durazno, el 10 a la ciudad de Maldonado, el 13 a Salto y el 15 a Rivera.

Tobit del consumo de los hogares como función del ingreso disponible, controlando por diversas características de la familia, para posteriormente comparar los resultados obtenidos sobre la base del test de Hausman.

Las variables dependientes utilizadas en ambas especificaciones son el ingreso disponible del hogar y el conjunto de variables descriptas anteriormente. Para captar parcialmente la posibilidad de no linealidad en la relación de consumo con el ingreso disponible y las posibles interacciones entre las distintas variables se incorporaran como regresores expresiones cuadráticas en el ingreso, la edad del jefe y clima educativo. A su vez, se hace interactuar al ingreso con el tamaño del hogar y con la edad del jefe.

Para enfrentar la dificultad ocasionada por la ausencia de información sobre la posición en activos financieros líquidos de los hogares se opta por realizar estimaciones Tobit con diversos umbrales a partir de los cuales se considera que las familias no enfrentan restricciones de liquidez. Así, se trabajó con cuatro umbrales alternativos (85% del ingreso disponible, el ingreso disponible, el ingreso disponible más un 20 o un 50% del mismo). En el Cuadro 1 se presenta el número de casos en los que se considera al consumo óptimo como una variable censurada, tanto para Montevideo como para el resto del país urbano.

Cuadro 1: Porcentaje de la muestra considerada censurada por área geográfica según umbral considerado.

Umbral	Montevideo		Interior urbano	
	Observaciones censuradas	% de la muestra	Observaciones censuradas	% de la muestra
Con<0.85YD	1213	63.31%	1290	70.38%
Con<YD	651	33.98%	809	44.14%
Con<1.2YD	234	12.21%	317	17.29%
Con<1.5YD	59	3.08%	81	4.42%
Total de observaciones	1916		1833	

Debe recordarse que el modelo Tobit proporciona estimaciones consistentes siempre que ninguno de los hogares que son clasificados como no restringidos se encuentre en realidad sujeto a restricciones de liquidez.. Sin embargo, algunas familias que no tienen problemas de acceso al mercado financiero pueden presentar un consumo mayor al límite estipulado sin que por ello la estimación Tobit deje de ser consistente. En la medida en que se es menos restrictivo con el umbral para determinar si el consumo real coincide con el consumo óptimo, aumenta la probabilidad de que se estén considerando hogares con restricciones de liquidez dentro de las observaciones no censuradas, y por lo tanto aumenta el riesgo de que el modelo Tobit no brinde resultados consistentes.³

³ Por cierto, cuanto más restrictivo es menor es el número de observaciones consideradas como no censuradas por lo que las estimaciones –siendo consistentes– resultan menos precisas.

Se realizaron estimaciones según dos especificaciones del ingreso del hogar: con y sin valor locativo. A su vez, con el propósito de suavizar los datos con los que se trabaja y evitar en lo posible los problemas asociados a la heteroscedasticidad, se optó por realizar un juego de estimaciones deflactando por el ingreso disponible a la ecuación de consumo y otro juego tomando logaritmos del gasto y del consumo. Las conclusiones cualitativas no presentan cambios relevantes según la especificación utilizada, por lo que se opta por presentar los resultados obtenidos a partir de considerar la ecuación en logaritmos y el ingreso con valor locativo. En el apéndice se presenta el resultado de todas las estimaciones efectuadas.

En el Cuadro 2 se muestran las estimaciones MCO para Montevideo y el resto del país urbano⁴. Al igual que en el trabajo de Hayashi (1985) para Estados Unidos, resulta sorprendente que las variables vinculadas a la edad de jefe de hogar sistemáticamente resultan no significativas. En el caso de que las familias determinaran su nivel de consumo basándose en la teoría del ingreso permanente, sería de esperar que el gasto dependiera de la edad en la medida en que los agentes estuvieran intentando aislar el consumo de los movimientos de sus ingresos a lo largo del ciclo de vida. El nivel educativo del hogar tampoco aparece como significativo en la mayoría de las especificaciones estimadas por MCO, mientras que el tamaño del hogar, la presencia de menores y la condición de propietario de la vivienda que habita, muestra un patrón distinto entre Montevideo y resto del país urbano, puesto que resultan variables significativas solo en la capital del país. En el Interior urbano del país, como era de esperar el conjunto de variables binarias que identifican las cinco ciudades donde se realizó la encuesta resultan significativas.⁵ No obstante, la expresión cuadrática en el ingreso disponible resulta sistemáticamente significativa en todas las estimaciones realizadas, lo que también se contradice con la teoría del ingreso permanente. A su vez, la interacción de esta variable con el tamaño del hogar resulta significativa al 90% en Montevideo.

⁴ En el cuadro A8 del apéndice se presentan los resultados de las estimaciones por MCO de gastos e ingresos en logaritmos pero sin valor locativo. Los cuadros A9 y A10 muestran los resultados de las estimaciones deflactadas por el ingreso disponible.

⁵ En la estimación se excluyó la variable *depto*=5, correspondiente a la ciudad de Colonia.

**Cuadro 2: Estimación Modelo MCO. Ingreso con valor locativo imputado.
Variables en logaritmos.**

Variable dependiente: Gasto del hogar	Montevideo	Interior urbano
INGRESO	1.519 (6.08)***	1.479 (5.07)***
INGRESO2	-0.042 (2.81)***	-0.039 (2.28)**
INGEDAD	0.000 (0.71)	0.001 (0.99)
INGMIEMB	0.015 (2.32)**	0.003 (0.38)
CLIMAED	-0.003 (0.49)	-0.003 (0.48)
CLIMAED2	0.000 (1.56)	0.001 (1.47)
EDADJF	-0.005 (0.78)	-0.004 (0.57)
EDAD2	0.000 (0.08)	-0.000 (1.09)
MIEMB	-0.111 (1.86)*	-0.011 (0.16)
MENORES	-0.012 (1.71)*	0.004 (0.49)
PROP	0.039 (2.49)**	0.000 (0.03)
DEPTO==6		-0.069 (3.17)***
DEPTO==10		0.023 (1.10)
DEPTO==13		-0.011 (0.48)
DEPTO==15		-0.072 (3.09)***
Constante	-1.452 (1.35)	-1.350 (1.07)
Obs.	1916	1833
R2	0.86	0.83

Estadísticos t robustos entre paréntesis

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

Los Cuadros 3 y 4 reflejan los resultados de las estimaciones Tobit para Montevideo y el Interior urbano según los distintos umbrales considerados. En términos generales, se observa el mismo patrón en cuanto al grado de significatividad de las variables que el comentado para las estimaciones MCO.⁶

⁶ Cuando las estimaciones se realizan con las variables deflactadas por el ingreso disponible y sin tomar logaritmos, las variables de nivel educativo del hogar y de edad resultan significativas para Montevideo cuando el ingreso se calcula sin valor locativo y para el interior cuando el ingreso es computado con valor locativo. Ver cuadros A9 y A10.

**Cuadro 3: Estimación Modelo Tobit. Ingreso con valor locativo imputado.
Montevideo. Variables de gastos e ingresos en logaritmos.**

Variable dependiente: Gasto del hogar	(1) Gasto<0.85*YD	(2) Gasto<YD	(3) gasto<1.2YD	(4) gasto<1.5YD
INGRESO	1.230 (2.50)**	1.423 (3.75)***	1.480 (4.89)***	1.507 (5.38)***
INGRESO2	-0.037 (1.38)	-0.040 (1.87)*	-0.041 (2.33)**	-0.042 (2.52)**
INGEDAD	0.000 (0.23)	0.000 (0.14)	0.001 (0.65)	0.001 (0.60)
INGMIEMB	0.024 (1.52)	0.022 (2.05)**	0.015 (1.79)*	0.015 (1.95)*
CLIMAED	0.001 (0.10)	-0.004 (0.41)	-0.003 (0.34)	-0.002 (0.35)
CLIMAED2	0.000 (0.59)	0.001 (1.28)	0.000 (1.17)	0.000 (1.21)
EDADJF	-0.006 (0.34)	-0.002 (0.16)	-0.006 (0.66)	-0.005 (0.65)
EDAD2	0.000 (0.37)	-0.000 (0.10)	-0.000 (0.02)	0.000 (0.07)
MIEMB	-0.167 (1.14)	-0.160 (1.66)*	-0.108 (1.39)	-0.107 (1.53)
MENORES	-0.017 (0.89)	-0.017 (1.35)	-0.013 (1.35)	-0.013 (1.47)
PROP	0.083 (1.74)*	0.054 (1.80)*	0.042 (1.73)*	0.040 (1.79)*
Constante	0.966 (0.40)	-0.722 (0.41)	-1.195 (0.87)	-1.384 (1.11)
Obs.	1916	1916	1916	1916
Log likelihood	-1208.54	-1092.66	-636.61	-330.39

Estadísticos z robustos entre paréntesis

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

No obstante, se observan diferencias en los niveles de los coeficientes resultantes. Recuérdese que de no existir restricciones de liquidez, el estimador MCO es consistente, asintóticamente normal y eficiente,⁷ mientras que la estimación Tobit resulta consistente en ambos casos. Por lo tanto, es posible comparar ambos modelos basándose en el contraste de especificación desarrollado por Hausman (1978), comentado en el apartado metodológico. Este estadístico se distribuye bajo la hipótesis nula chi-cuadrado con 12 grados de libertad para Montevideo y con 16 grados de libertad para el resto del país urbano.

⁷ Manteniendo el supuesto de homoscedasticidad y normalidad de los residuos.

Cuadro 4: Estimación Modelo Tobit. Ingreso con valor locativo imputado. Interior urbano de más de 10.000 habitantes. Variables de gastos e ingresos en logaritmos.

Variable dependiente: Gasto del hogar	(1) gasto<0.85*YD	(2) gasto<YD	(3) gasto<1.2*YD	(4) gasto<1.5*YD
INGRESO	1.667 (2.47)**	1.453 (3.00)***	1.414 (3.41)***	1.464 (3.76)***
INGRESO2	-0.066 (1.69)*	-0.048 (1.69)*	-0.037 (1.54)	-0.039 (1.68)*
INGEDAD	0.003 (1.14)	0.002 (1.60)	0.001 (0.93)	0.001 (0.76)
INGMIEMB	-0.011 (0.44)	0.003 (0.21)	0.003 (0.27)	0.002 (0.23)
CLIMAED	0.007 (0.36)	-0.005 (0.40)	-0.004 (0.42)	-0.003 (0.35)
CLIMAED2	0.001 (0.44)	0.001 (1.18)	0.001 (1.22)	0.001 (1.17)
EDADJF	-0.025 (1.00)	-0.017 (1.21)	-0.006 (0.58)	-0.004 (0.46)
EDAD2	-0.000 (0.17)	-0.000 (0.83)	-0.000 (0.91)	-0.000 (0.77)
MIEMB	0.109 (0.51)	-0.009 (0.07)	-0.012 (0.12)	-0.005 (0.06)
MENORES	0.040 (1.36)	0.008 (0.55)	0.005 (0.48)	0.003 (0.28)
PROP	0.061 (1.09)	0.009 (0.25)	-0.005 (0.19)	-0.001 (0.02)
DEPTO==6	0.015 (0.23)	-0.031 (0.78)	-0.061 (2.04)**	-0.068 (2.52)**
DEPTO==10	0.670 (9.85)***	0.209 (5.65)***	0.066 (2.37)**	0.030 (1.23)
DEPTO==13	0.150 (2.05)**	0.055 (1.24)	-0.005 (0.14)	-0.014 (0.46)
DEPTO==15	0.022 (0.32)	-0.039 (0.94)	-0.068 (2.16)**	-0.073 (2.52)**
Constante	-0.763 (0.24)	-0.455 (0.21)	-0.934 (0.51)	-1.276 (0.76)
Obs.	1833	1833	1833	1833
Log likelihood	-1155.76	-1262.43	-923.46	-583.83

Estadísticos z robustos entre paréntesis
significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

Los resultados del contraste de Hausman se reportan en el Cuadro 5 para todas las especificaciones y para los cuatro umbrales utilizados. Obsérvese que la hipótesis de ausencia de restricciones de liquidez es rechazada sistemáticamente en todos los casos que toman como umbrales el 85% del ingreso disponible o al ingreso disponible.

Cuando se considera una cota superior, el contraste no permite rechazar la hipótesis nula, pero debe considerarse que un porcentaje relativamente alto de la muestra es clasificado en esos casos como presentando un consumo óptimo no censurado, por lo que no puede extrañar que las estimaciones Tobit y MCO arrojen resultados muy similares. Más del 95%

de las familias de todo el país no estarían censuradas con certeza si se toma una cota igual a 1.5 del ingreso disponible, mientras que esa proporción pasa a 88% y 83% en Montevideo y el Interior urbano respectivamente, para una cota de 1.2 del ingreso disponible. Debe tenerse en cuenta que en el estudio de Hayashi para Estados Unidos, solamente el 44% de los hogares que integraban su muestra tenían un consumo que los ubicaba como familias sin problemas de liquidez.

Cuadro 5: Contraste de Hausman

Especificación de la variable censurada	Interior Urbano	Montevideo
Ingresos con valor locativo		
a- variables deflactadas por YD		
Gasto<0.85YD	116.76 (0.000)	27.93 (0.000)
Gasto<YD	100.62 (0.000)	13.1 (0.108)
Gasto<1.2YD	2.05 (0.979)	1.65 (0.990)
Gasto<1.5YD	0.2 (1.000)	0.18 (1.000)
b-Gastos e ingresos en logaritmos		
Gasto<0.85YD	203.91 (0.000)	96.97 (0.000)
Gasto<YD	93.66 (0.000)	21.53 (0.011)
Gasto<1.2YD	10.2 (0.120)	2.28 (0.986)
Gasto<1.5YD	0.2 (1.000)	0.16 (1.000)
Ingresos sin valor locativo		
b- variables deflactadas por YD		
Gasto<0.85YD	86.93 (0.000)	36.07 (0.000)
Gasto<YD	79.62 (0.000)	22.82 (0.002)
Gasto<1.2YD	4.5 (0.985)	3.85 (0.797)
Gasto<1.5YD	1.14 (1.000)	1.27 (0.989)
b-Gastos e ingresos en logaritmos		
Gasto<0.85YD	162.37 (0.000)	86.82 (0.000)
Gasto<YD	92.45 (0.000)	26.07 (0.002)
Gasto<1.2YD	2.28 (0.980)	6.07 (0.733)
Gasto<1.5YD	1.09 (1.000)	1.13 (1.000)

A su vez, al ir aumentando el umbral se incrementa la probabilidad de que hogares que efectivamente presentan problemas de restricciones de liquidez sean clasificados como reportando un gasto representativo de lo que sería su consumo óptimo bajo la hipótesis de la teoría del ingreso permanente, lo que determinaría que la estimación Tobit resultase

inconsistente y por lo tanto el contraste de Hausman sería improcedente. Por estas razones se concluye que los resultados obtenidos permiten rechazar la hipótesis de que en Uruguay los hogares no enfrentan problemas de restricciones de liquidez para financiar lo que sería su consumo óptimo.

Por último, el procedimiento utilizado para analizar la presencia de restricciones de liquidez no sólo permite obtener resultados cualitativos como los comentados anteriormente, sino que es posible obtener una estimación de su impacto cuantitativo sobre el consumo de los hogares. Para ello, se compara el *consumo promedio* registrado en la EGIH con el *consumo deseado* predicho por el modelo Tobit, el que es igual a xb_{tobit} , donde x es el vector de variables dependientes utilizadas en la estimación.⁸

El cuadro 6 refleja los cálculos de la brecha entre el consumo deseado y el consumo efectivo como porcentaje de este último para los dos primeros umbrales con los que se trabajó. Como era de esperar, en ambos casos el consumo deseado se ubica por encima del observado, pero existen diferencias muy importantes si se considera como cota para la estimación del Tobit el valor del ingreso disponible o el 85% de esta variable. Así, el consumo deseado sería un 32% y 46% superior al observado en Montevideo y el interior urbano respectivamente si se toman en cuenta como observaciones no censuradas aquellas familias que verifican un gasto inferior a su ingreso disponible, mientras que esa diferencia se reduce a un 8% y un 14% si se toma como umbral el 85% del ingreso del hogar.⁹

Cuadro 6: Brecha entre el consumo deseado y el consumo efectivo. (Como porcentaje del consumo efectivo)

Umbral	Montevideo	Interior urbano
gasto<0.85YD	32.31%	46.49%
gasto<YD	8.04%	14.33%

5. Conclusiones

El presente trabajo tenía como objetivo central analizar la presencia de restricciones de liquidez sobre el consumo en una economía pequeña y en desarrollo como la uruguaya. Para ello, se utilizó el enfoque introducido por Hayashi (1985) que permite estudiar este fenómeno sobre la base de datos provenientes de una encuesta de corte transversal como la Encuesta de Gastos e Ingresos de los Hogares. El procedimiento consistió en dividir la muestra en dos subgrupos de hogares basándose en el nivel de ahorro que los mismos

⁸ En la medida en que el estimador b_{tobit} es consistente la estimación de la brecha entre el consumo real promedio de los hogares (con) y el consumo deseado estimado ($x b_{tobit}$) como $con - x b_{tobit}$ es también consistente.

⁹ Los resultados para Estados Unidos obtenidos por Hayashi implican que en promedio el consumo deseado es un 5.5% menor que el consumo observado.

presentan (entendido como la relación entre el consumo y el ingreso disponible) y estimar un modelo Tobit donde la variable dependiente es considerada censurada si el gasto es mayor a cierto umbral. A su vez, se estimó la relación del consumo con el ingreso del hogar –controlando por otras variables – por mínimos cuadrados ordinarios. El modelo MCO brinda resultados consistentes únicamente bajo la hipótesis de ausencia de restricciones de liquidez mientras que el modelo Tobit es consistente más allá de que esta hipótesis se verifique. Esto permite aplicar el contraste de especificación de Hausman de modo de verificar si ambas estimaciones difieren significativamente. El mismo refleja – para valores razonables de la cota a partir del cual se define que las observaciones no tienen la variable dependiente censurada – que la hipótesis de ausencia de restricciones es rechazada sistemáticamente, tanto para Montevideo como para el Interior Urbano del país. Así, el gasto efectivo se ubica al menos un 8% por debajo del consumo deseado por los hogares en Montevideo y un 14% en el interior del país.

Bibliografía

Browning, M. y Lusardi, A.(1996) *Household saving: micro theories and micro facts*. Journal of Economic Literature. Volume 34.

Haque, N y Montiel P.(1989) *Consumption in developing countries: tests for liquidity constraints and Finite Horizons*. The review of Economics and Statistics. Volume 71.

Hausman, J. (1978) *Specifications test in econometrics*. Econométrica, XLVI.

Hayashi, Fumio (1985). *The effect of liquidity constraints on consumption: A cross sectional analysis*. The Quarterly Journal of Economics. Volume 100.

**Cuadro A1: Estimación Modelo Tobit. Ingreso sin valor locativo imputado.
Montevideo. Variables de gastos e ingresos en logaritmos.**

Variable dependiente: Gasto del hogar	(1) gasto<0.85YD	(2) gasto<YD	(3) gasto<1.2YD	(4) gasto<1.5YD
INGRESO	1.689 (2.32)**	1.387 (2.73)***	1.356 (3.16)***	1.350 (3.39)***
INGRESO2	-0.059 (1.51)	-0.036 (1.28)	-0.033 (1.37)	-0.032 (1.44)
INGEDAD	-0.002 (0.78)	-0.001 (0.99)	-0.001 (0.63)	-0.001 (0.53)
INGMIEMB	0.032 (1.60)	0.022 (1.54)	0.016 (1.33)	0.015 (1.45)
CLIMAED	0.002 (0.12)	-0.003 (0.26)	-0.002 (0.22)	-0.002 (0.20)
CLIMAED2	0.001 (0.72)	0.001 (1.22)	0.001 (1.17)	0.001 (1.14)
EDADJF	0.011 (0.46)	0.014 (0.91)	0.007 (0.55)	0.006 (0.52)
EDAD2	0.000 (0.40)	-0.000 (0.48)	-0.000 (0.33)	-0.000 (0.50)
MIEMB	-0.204 (1.14)	-0.138 (1.09)	-0.092 (0.88)	-0.090 (0.97)
MENORES	-0.030 (1.35)	-0.027 (1.76)*	-0.021 (1.71)*	-0.019 (1.72)*
PROP	-0.092 (1.90)*	-0.028 (0.80)	-0.017 (0.62)	-0.015 (0.59)
Constante	-1.403 (0.40)	-0.775 (0.33)	-0.792 (0.40)	-0.828 (0.46)
Obs.	1912	1912	1912	1912
Log likelihood	-1465.26	-1442.35	-1177.67	-926.93

Estadísticos z robustos entre paréntesis.

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

Cuadro A 2: Estimación Modelo Tobit. Ingreso sin valor locativo imputado. Interior urbano de más de 10.000 habitantes. Variables de gastos e ingresos en logaritmos.

Variable dependiente: Gasto del hogar	(1) gasto<0.85YD	(2) gasto<YD	(3) gasto<1.2YD	(4) gasto<1.5YD
INGRESO	1.667 (2.47)**	1.453 (3.00)***	1.414 (3.41)***	1.464 (3.76)***
INGRESO2	-0.066 (1.69)*	-0.048 (1.69)*	-0.037 (1.54)	-0.039 (1.68)*
INGEDAD	0.003 (1.14)	0.002 (1.60)	0.001 (0.93)	0.001 (0.76)
INGMIEMB	-0.011 (0.44)	0.003 (0.21)	0.003 (0.27)	0.002 (0.23)
CLIMAED	0.007 (0.36)	-0.005 (0.40)	-0.004 (0.42)	-0.003 (0.35)
CLIMAED2	0.001 (0.44)	0.001 (1.18)	0.001 (1.22)	0.001 (1.17)
EDADJF	-0.025 (1.00)	-0.017 (1.21)	-0.006 (0.58)	-0.004 (0.46)
EDAD2	-0.000 (0.17)	-0.000 (0.83)	-0.000 (0.91)	-0.000 (0.77)
MIEMB	0.109 (0.51)	-0.009 (0.07)	-0.012 (0.12)	-0.005 (0.06)
MENORES	0.040 (1.36)	0.008 (0.55)	0.005 (0.48)	0.003 (0.28)
PROP	0.061 (1.09)	0.009 (0.25)	-0.005 (0.19)	-0.001 (0.02)
DEPTO==6	0.015 (0.23)	-0.031 (0.78)	-0.061 (2.04)**	-0.068 (2.52)**
DEPTO==10	0.670 (9.85)***	0.209 (5.65)***	0.066 (2.37)**	0.030 (1.23)
DEPTO==13	0.150 (2.05)**	0.055 (1.24)	-0.005 (0.14)	-0.014 (0.46)
DEPTO==15	0.022 (0.32)	-0.039 (0.94)	-0.068 (2.16)**	-0.073 (2.52)**
Constante	-0.763 (0.24)	-0.455 (0.21)	-0.934 (0.51)	-1.276 (0.76)
Obs.	1833	1833	1833	1833
Log likelihood	-1155.76	-1262.43	-923.46	-583.83

Estadísticos z robustos entre paréntesis.

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

**Cuadro A 3 Estimación Modelo Tobit. Ingreso con valor locativo imputado.
Montevideo. Variables deflactadas por YD.**

Variable dependiente: Gasto del hogar	(1) gasto<0.85YD	(2) gasto<YD	(3) gasto<1.2YD	(4) gasto<1.5YD
INGRESO2	-0.0001 (4.26)***	-0.0001 (4.31)***	-0.0001 (4.52)***	-0.0001 (4.70)***
INGEDAD	-0.001 (0.48)	-0.002 (1.48)	-0.001 (1.29)	-0.001 (1.22)
INGMIEMB	0.020 (1.11)	0.015 (1.32)	0.007 (0.72)	0.007 (0.80)
CLIMAEDA	-10.910 (0.13)	-40.503 (0.74)	-20.941 (0.47)	-18.312 (0.43)
CLIMAED2A	2.718 (0.56)	4.270 (1.25)	2.737 (0.98)	2.570 (0.97)
EDADA	22.839 (1.19)	14.326 (1.10)	3.570 (0.33)	2.504 (0.24)
EDAD2A	-0.149 (0.60)	-0.088 (0.50)	-0.005 (0.03)	0.008 (0.05)
MIEMBA	51.868 (0.37)	61.469 (0.75)	100.495 (1.59)	90.884 (1.62)
MENORESA	40.716 (0.38)	-77.975 (0.93)	-78.016 (1.21)	-71.937 (1.30)
PROP	0.060 (1.49)	0.044 (1.66)*	0.033 (1.59)	0.032 (1.67)*
Constante	1.097 (8.37)***	1.001 (11.96)***	0.967 (14.77)***	0.951 (15.67)***
Obs.	1916	1916	1916	1916
Log likelihood	-1161.80	-1061.28	-617.38	-302.96

Estadísticos z robustos entre paréntesis

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

Cuadro A 4 Estimación Modelo Tobit. Ingreso con valor locativo imputado. Interior urbano de más de 10.000 habitantes. Variables deflactadas por YD.

Variable dependiente: Gasto del hogar	(1) gasto<0.85YD	(2) gasto<YD	(3) gasto<1.2YD	(4) gasto<1.5YD
INGRESO2	-0.0001 (4.77)***	-0.0001 (4.47)***	-0.0001 (3.12)***	-0.0001 (3.04)***
INGEDAD	0.000 (0.17)	0.000 (0.09)	0.000 (0.26)	0.000 (0.28)
INGMIEMB	0.024 (0.86)	0.021 (1.26)	0.016 (1.32)	0.015 (1.40)
CLIMAEDA	-86.836 (1.19)	-73.115 (1.56)	-47.917 (1.39)	-39.420 (1.33)
CLIMAED2A	15.575 (2.26)**	10.664 (2.12)**	7.555 (1.91)*	6.905 (1.86)*
EDADA	22.605 (1.52)	22.134 (2.24)**	13.675 (1.98)**	10.415 (1.93)*
EDAD2A	-0.271 (1.47)	-0.271 (2.23)**	-0.173 (1.96)*	-0.132 (1.91)*
MIEMBA	-25.313 (0.21)	-1.313 (0.02)	11.666 (0.24)	17.525 (0.40)
MENORESA	152.368 (1.75)*	20.578 (0.44)	-5.880 (0.19)	-15.103 (0.57)
PROP	0.040 (0.69)	-0.014 (0.36)	-0.028 (1.01)	-0.022 (0.87)
DEPTO==6	0.012 (0.18)	-0.032 (0.74)	-0.064 (1.92)*	-0.074 (2.42)**
DEPTO==10	0.688 (8.36)***	0.216 (5.33)***	0.060 (2.14)**	0.019 (0.76)
DEPTO==13	0.172 (2.16)**	0.065 (1.25)	-0.005 (0.14)	-0.019 (0.51)
DEPTO==15	0.018 (0.26)	-0.042 (0.87)	-0.075 (1.84)*	-0.082 (2.15)**
Constante	1.252 (6.07)***	1.056 (7.73)***	0.975 (8.82)***	0.955 (9.36)***
Obs.	1833	1833	1833	1833
Log likelihood	-1160.87	-1354.82	-1129.23	-838.89

Estadísticos z robustos entre paréntesis

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

**Cuadro A 5 Estimación Modelo Tobit. Ingreso sin valor locativo imputado.
Montevideo. Variables deflactadas por YD**

Variable dependiente: Gasto del hogar	(1) gasto<0.85YD	(2) gasto<YD	(3) gasto<1.2YD	(4) gasto<1.5YD
INGRESO2	-0.012 (3.88)***	-0.007 (3.17)***	-0.005 (2.72)***	-0.005 (2.53)**
INGEDAD	-0.003 (1.52)	-0.003 (2.18)**	-0.002 (1.61)	-0.001 (1.28)
INGMIEMB	0.030 (1.76)*	0.011 (0.77)	0.009 (0.66)	0.009 (0.69)
CLIMAEDA	-204.171 (3.86)***	-159.388 (3.76)***	-100.736 (2.86)***	-85.546 (2.79)***
CLIMAED2A	16.648 (3.77)***	12.973 (3.41)***	9.505 (2.82)***	8.452 (2.69)***
EDADA	22.750 (1.86)*	20.277 (2.21)**	12.886 (1.73)*	11.962 (1.99)**
EDAD2A	-0.228 (1.53)	-0.211 (1.89)*	-0.146 (1.59)	-0.141 (1.95)*
MIEMBA	332.717 (2.61)***	285.549 (2.40)**	259.631 (2.23)**	246.034 (2.15)**
MENORESA	-307.465 (2.67)***	-265.593 (2.52)**	-256.197 (2.46)**	-249.988 (2.46)**
PROP	-0.084 (1.89)*	-0.009 (0.27)	-0.000 (0.00)	0.002 (0.07)
Constante	1.236 (10.47)***	1.034 (12.02)***	0.914 (12.27)***	0.866 (12.85)***
Obs.	1916	1916	1916	1916
Log likelihood	-1434.35	-1451.66	-1231.70	-994.67

Estadísticos z robustos entre paréntesis

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

Cuadro A 6 Estimación Modelo Tobit. Ingreso sin valor locativo imputado. Interior urbano de más de 10.000 habitantes. Variables deflactadas por YDSVLD.

Variable dependiente: Gasto del hogar	(1) gasto<0.85YD	(2) gasto<YD	(3) gasto<1.2YD	(4) gasto<1.5YD
INGRESO2	-0.0001 (4.73)***	-0.0001 (4.71)***	-0.0001 (3.95)***	-0.0001 (3.55)***
INGEDAD	-0.007 (1.91)*	-0.004 (1.37)	-0.002 (0.95)	-0.002 (0.83)
INGMIEMB	0.034 (1.25)	0.027 (1.41)	0.016 (1.03)	0.018 (1.38)
CLIMAEDA	-74.383 (1.11)	-86.779 (1.52)	-1.111 (0.03)	4.473 (0.19)
CLIMAED2A	7.751 (1.49)	8.865 (2.02)**	3.666 (1.19)	3.247 (1.20)
EDADA	10.347 (0.91)	15.396 (1.80)*	-0.829 (0.11)	-1.877 (0.27)
EDAD2A	-0.083 (0.55)	-0.159 (1.43)	0.022 (0.19)	0.037 (0.36)
MIEMBA	63.941 (0.66)	45.212 (0.61)	31.025 (0.55)	23.032 (0.54)
MENORESA	63.066 (0.83)	-3.936 (0.07)	-13.150 (0.34)	-12.434 (0.39)
PROP	-0.084 (1.11)	-0.076 (1.32)	-0.067 (1.47)	-0.056 (1.37)
DEPTO==6	0.057 (0.73)	-0.006 (0.10)	-0.071 (1.43)	-0.091 (1.95)*
DEPTO==10	0.633 (6.53)***	0.278 (4.72)***	0.100 (2.25)**	0.032 (0.79)
DEPTO==13	0.241 (2.43)**	0.118 (1.63)	0.005 (0.09)	-0.020 (0.38)
DEPTO==15	0.052 (0.65)	-0.016 (0.27)	-0.076 (1.48)	-0.099 (2.00)**
Constante	1.730 (6.74)***	1.335 (7.69)***	1.165 (8.14)***	1.087 (8.00)***
Obs.	1833	1833	1833	1833
Log likelihood	-1509.20	-1735.09	-1742.49	-1589.73

Estadísticos z robustos entre paréntesis

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

Cuadro A 7: Estimación Modelo Tobit. Ingreso sin valor locativo imputado. Interior urbano de más de 10.000 habitantes. Variables deflactadas por YD.

	(1) gasto<0.85YD	(2) gasto<YD	(3) gasto<1.2*YD	(4) gasto<1.5*YD
INGRESO2	-0.0001 (4.73)***	-0.0001 (4.71)***	-0.0001 (3.95)***	-0.0001 (3.55)***
INGEDAD	-0.007 (1.91)*	-0.004 (1.37)	-0.002 (0.95)	-0.002 (0.83)
INGMIEMB	0.034 (1.25)	0.027 (1.41)	0.016 (1.03)	0.018 (1.38)
CLIMAEDA	-74.383 (1.11)	-86.779 (1.52)	-1.111 (0.03)	4.473 (0.19)
CLIMAED2A	7.751 (1.49)	8.865 (2.02)**	3.666 (1.19)	3.247 (1.20)
EDADA	10.347 (0.91)	15.396 (1.80)*	-0.829 (0.11)	-1.877 (0.27)
EDAD2A	-0.083 (0.55)	-0.159 (1.43)	0.022 (0.19)	0.037 (0.36)
MIEMBA	63.941 (0.66)	45.212 (0.61)	31.025 (0.55)	23.032 (0.54)
MENORESA	63.066 (0.83)	-3.936 (0.07)	-13.150 (0.34)	-12.434 (0.39)
PROP	-0.084 (1.11)	-0.076 (1.32)	-0.067 (1.47)	-0.056 (1.37)
DEPTO==6	0.057 (0.73)	-0.006 (0.10)	-0.071 (1.43)	-0.091 (1.95)*
DEPTO==10	0.633 (6.53)***	0.278 (4.72)***	0.100 (2.25)**	0.032 (0.79)
DEPTO==13	0.241 (2.43)**	0.118 (1.63)	0.005 (0.09)	-0.020 (0.38)
DEPTO==15	0.052 (0.65)	-0.016 (0.27)	-0.076 (1.48)	-0.099 (2.00)**
Constante	1.730 (6.74)***	1.335 (7.69)***	1.165 (8.14)***	1.087 (8.00)***
Obs.	1833	1833	1833	1833
Log likelihood	-1509.20	-1735.09	-1742.49	-1589.73

Estadísticos z robustos entre paréntesis

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

**Cuadro A 8: Estimación Modelo MCO. Ingreso sin valor locativo imputado.
Variables en logaritmos.**

	Montevideo	Interior urbano
INGRESO	1.398 (4.70)***	1.339 (5.05)***
INGRESO2	-0.035 (1.98)**	-0.028 (1.75)*
INGEDAD	-0.001 (0.73)	-0.002 (1.36)
INGMIEMB	0.015 (1.86)*	0.006 (0.61)
CLIMAED	-0.002 (0.33)	0.004 (0.40)
CLIMAED2	0.001 (1.48)	0.000 (0.78)
EDADJF	0.005 (0.67)	0.015 (1.48)
EDAD2	-0.000 (0.48)	-0.000 (1.11)
MIEMB	-0.092 (1.28)	-0.014 (0.18)
MENORES	-0.019 (2.17)**	-0.005 (0.52)
PROP	-0.021 (1.10)	-0.054 (2.34)**
DEPTO==6		-0.064 (2.09)**
DEPTO==10		0.033 (1.12)
DEPTO==13		0.002 (0.08)
DEPTO==15		-0.066 (2.13)**
Constante	-1.055 (0.82)	-1.124 (0.94)
Obs.	1912	1829
R2	0.81	0.75

Estadísticos t robustos entre paréntesis

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

Cuadro A 9 Estimación MCO. Ingreso con valor locativo imputado. Variables deflactadas por YD.

	Montevideo	Interior urbano
INGRESO2	-0.0001 (5.49)***	-0.0001 (3.89)***
INGEDAD	-0.001 (1.46)	0.000 (0.40)
INGMIEMB	0.007 (1.08)	0.014 (1.82)*
CLIMAEDA	-17.821 (0.50)	-38.486 (1.66)*
CLIMAED2A	2.414 (1.10)	6.619 (2.33)**
EDADA	3.008 (0.33)	10.372 (2.32)**
EDAD2A	0.001 (0.01)	-0.132 (2.30)**
MIEMBA	85.278 (1.84)*	12.216 (0.36)
MENORESA	-68.123 (1.75)*	-9.806 (0.44)
PROP	0.032 (2.21)**	-0.020 (1.06)
DEPTO==6		-0.075 (3.14)***
DEPTO==10		0.011 (0.51)
DEPTO==13		-0.015 (0.54)
DEPTO==15		-0.081 (2.62)***
Constante	0.949 (19.14)***	0.953 (11.96)***
Obs.	1916	1833
R2	0.08	0.08

Estadísticos t robustos entre paréntesis

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

**Cuadro A 10 Estimación MCO. Ingreso sin valor locativo imputado.
Variables deflactadas por YD.**

	Montevideo	Interior urbano
INGRESO2	-0.005 (2.73)***	-0.0001 (4.59)***
INGEDAD	-0.002 (1.76)*	-0.001 (1.01)
INGMIEMB	0.011 (1.01)	0.019 (1.83)*
CLIMAEDA	-85.012 (2.84)***	7.548 (0.31)
CLIMAED2A	8.280 (2.84)***	3.001 (1.37)
EDADA	11.979 (2.14)**	-1.357 (0.26)
EDAD2A	-0.133 (2.00)**	0.032 (0.42)
MIEMBA	225.453 (2.11)**	10.285 (0.25)
MENORESA	-232.046 (2.55)**	-9.083 (0.33)
PROP	-0.004 (0.21)	-0.055 (1.79)*
DEPTO==6		-0.093 (2.76)***
DEPTO==10		-0.009 (0.24)
DEPTO==13		-0.017 (0.43)
DEPTO==15		-0.095 (2.62)***
Constante	0.872 (14.69)***	1.059 (12.43)***
Obs.	1916	1833
R2	0.35	0.99

Estadísticos t robustos entre paréntesis

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%