

¿Cómo afecta el consumo de alcohol de los adultos a la distribución intra-hogar del gasto y al bienestar de los niños? Evidencia para Argentina a partir de un modelo colectivo de demanda*

How does adult alcohol consumption affect intra-household expenditure distribution and children's well-being? Evidence for Argentina from a collective demand model

MIRIAM BERGES **
 LUCÍA ECHEVERRÍA ***
 MARTINA MENON ****
 FEDERICO PERALI *****

Resumen

El consumo de alcohol por parte de un miembro del hogar genera externalidades negativas sobre el presupuesto familiar, afectando la distribución del gasto y el bienestar de los demás integrantes. Reducciones significativas en los recursos asignados hacia los niños asociados a elevados consumos de alcohol de los adultos pueden tener consecuencias negativas para su desarrollo a largo plazo. Este trabajo analiza si el consumo de alcohol por parte de los adultos se asocia a la distribución del gasto al interior de los hogares, afectando el bienestar de los niños. Se estima un modelo colectivo de demanda para Argentina empleando los datos de la Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares (ENGH) 2017/2018. Las estimaciones permiten identificar cuál es la proporción del gasto total destinada a los adultos y niños, focalizando en familias que exhiben distintos niveles de consumo de alcohol. Este trabajo presenta la primera evidencia para América Latina sobre la relación entre el consumo de alcohol y la distribución del gasto dentro hogar. Los resultados indican que el consumo intenso de alcohol genera un detrimento en el bienestar individual de los niños, en tanto se asocia a una re-distribución de recursos dentro del hogar en favor de los adultos.

Palabras claves: Modelo colectivo, sistema de demanda, regla de reparto, consumo de alcohol, distribución intra-hogar del gasto.

Clasificación JEL: D12, D13.

* Agradecemos los valiosos comentarios y sugerencias de los revisores. Los errores y omisiones son nuestra responsabilidad.

** Universidad Nacional de Mar del Plata. Funes 3250, Mar del Plata, Argentina. Email: mberges@mdp.edu.ar

*** CONICET-Universidad Nacional de Mar del Plata. Funes 3250, Mar del Plata, Argentina. Email: lecheverria@mdp.edu.ar

**** Universidad de Verona. Italia. Via Cantarane 24, Verona, Italia. Email: martina.menon@univr.it

***** Universidad de Verona. Italia. Via Cantarane 24, Verona, Italia. Email: federico.perali@univr.it

Abstract

Alcohol consumption by one member of the household generates negative externalities in the family budget, affecting the distribution of expenditure and the well-being of the other members. Significant reductions in the resources allocated to children associated with high alcohol consumption by adults can have negative consequences for their long-term development. This paper analyses whether alcohol consumption by adults is associated with the distribution of expenditure within households, affecting the well-being of children. We estimate a collective demand model for Argentina using data from the 2017/2018 National Household Expenditure Survey (ENGH). The estimates allow us to identify the proportion of total expenditure allocated to adults and children, focusing on families with different levels of alcohol consumption. This work presents the first evidence for Latin America on the relationship between alcohol consumption and the allocation of expenditure within the household. Results indicate that intense alcohol consumption is linked to a lower child well-being, as it is associated with a redistribution of resources within the home in favor of adults.

Key words: *Collective model, demand system, sharing rule, alcohol consumption, intra-household expenditure allocation.*

JEL Classification: *D12, D13.*

1. INTRODUCCIÓN

Argentina encabeza el ranking de consumo de alcohol de la región; el nivel de ingesta de alcohol por persona es de 9,8 litros al año, superando el promedio regional de 8 litros (Ministerio de Salud y Desarrollo Social, 2019). Los efectos negativos directos e indirectos del alcohol sobre la salud física y mental han sido ampliamente documentados en la literatura (Brick, 2004; Carvalho et al., 2019). A su vez, existe vasta evidencia acerca de las consecuencias del consumo abusivo de alcohol sobre algunas dimensiones del ámbito familiar, tal como la violencia doméstica (Devries et al., 2014).

Sin embargo, es escaso el conocimiento acerca de los efectos distributivos que tiene el consumo de alcohol al interior de los hogares. Es razonable pensar que un alto nivel de consumo individual de alcohol tiene consecuencias negativas sobre el bienestar económico de los otros miembros de la familia, puesto que afecta tanto la disponibilidad como la asignación del gasto. En esta línea, el consumo de alcohol excesivo por parte de los adultos puede interpretarse como una conducta egoísta de los padres hacia el bienestar presente de los ni-

ños, pero también puede limitar su acceso a oportunidades futuras, generando una fuente de desigualdad adicional.

Este trabajo analiza si el consumo de alcohol por parte de los adultos se asocia a cambios en la distribución del gasto al interior de los hogares, afectando el bienestar individual de los niños. El marco conceptual adecuado para abordar esta pregunta es el de los modelos colectivos del comportamiento del hogar, introducidos por Chiappori (1988, 1992) y Apps y Rees (1988). A diferencia del enfoque tradicional del comportamiento del hogar (denominado “unitario”, Alderman et al. (1995)) que considera que el hogar se comporta como si tuviese un único agente tomador de decisiones, el modelo colectivo admite explícitamente que el hogar está conformado por un conjunto de individuos, cada uno de ellos dotado con una función de utilidad, que interactúan para generar decisiones de asignación a nivel del hogar.

El único antecedente internacional que estudia la relación entre el consumo de alcohol y la asignación de recursos dentro del hogar, en el marco de los modelos colectivos, es el de Menon et al. (2018). En dicho trabajo, los autores analizan la pérdida del bienestar individual que resulta de una asignación de recursos injusta asociada al consumo excesivo de alcohol en las parejas italianas (sin hijos) y encuentran que un alto nivel de consumo de alcohol por parte de un miembro del hogar afecta significativamente la asignación de recursos del hogar.

En este trabajo, seguimos la estrategia metodológica de Menon et al. (2018) para estimar un modelo colectivo de demanda teóricamente plausible para Argentina, empleando la Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares (ENGH) más reciente, correspondiente al período 2017/2018. Estas estimaciones permiten identificar cómo se distribuyen los recursos totales del hogar entre adultos y niños y, de este modo, recuperar la proporción del gasto total destinada a los niños (regla de reparto) – que constituye la medida de bienestar individual. Luego, se estiman un conjunto de regresiones mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios para analizar si el consumo de alcohol de los adultos se relaciona con la asignación estimada, focalizando en hogares con consumo intenso, moderado y nulo. Los resultados indican que el consumo de alcohol intenso por parte de los adultos genera un detrimento en el bienestar individual de los niños, en tanto se asocia a una re-distribución de recursos dentro del hogar en favor de los adultos. En cambio, no se observan re-distribuciones significativas en la asignación de recursos entre adultos y niños cuando los adultos consumen alcohol moderadamente.

Este trabajo contribuye a la literatura presentando la primera evidencia para Argentina y América Latina sobre la relación entre el consumo de alcohol y la distribución del gasto dentro de los hogares. Existe evidencia previa para Argentina -con datos menos recientes- sobre cómo se distribuyen los recursos del hogar entre adultos y niños (Echeverría, 2020), así como antecedentes sobre

el consumo de alcohol, por ejemplo sobre el rol de las variables socio-económicas en el consumo de alcohol en la población (García Arancibia, 2014; García Arancibia et al., 2015) o en sub-grupos específicos, como los jóvenes universitarios (Conde y Cremona, 2017) y sobre las desigualdades socio-económicas del consumo de alcohol (Rivera y De Santis, 2021). Sin embargo, ningún trabajo previo, en Argentina o en la región, ha combinado ambas líneas tal de explorar la potencial relación entre el consumo de alcohol y las asignaciones del gasto dentro del hogar, focalizando en los niños. En este sentido, el trabajo también contribuye de forma más amplia a la literatura internacional ya que el único antecedente previo (Menon et al., 2018) se centra en parejas sin hijos, por lo que nuestros resultados pueden arrojar luz sobre las dinámicas de re-asignación de recursos asociadas al consumo de alcohol en hogares con niños.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En la Sección 2 se describe el modelo de asignación intra-hogar. En la Sección 3 se presenta el sistema de demanda colectivo. En la Sección 4 se describen los datos y la estrategia empírica. En la Sección 5 se reportan los resultados, y en la Sección 6 se delinean las reflexiones finales.

2. MODELO DE ASIGNACIÓN INTRA-HOGAR

El modelo describe las decisiones de consumo de un hogar de K individuos (o grupos de individuos) que interactúan cooperando entre sí para generar decisiones a nivel del hogar. El modelo asume que existe un proceso de decisión respecto a la asignación de los recursos dentro del hogar, pero no se especifica cuál es el mecanismo subyacente. El supuesto fundamental de los modelos colectivos es que las asignaciones resultantes del proceso de decisión son Pareto eficientes, en el sentido de que, para una elección dada, no es posible aumentar el bienestar de un miembro sin reducir el de los demás (Chiappori 1988, 1992). Esto significa que el equilibrio de consumo se encuentra en la frontera de Pareto de la familia, siempre que las funciones de utilidad individuales se comporten bien y los conjuntos presupuestarios sean convexos. El fundamento de este supuesto descansa en que es razonable que surjan asignaciones eficientes en el contexto de la familia, donde los individuos pueden asumir compromisos vinculantes, y existen interacciones repetidas e información simétrica sobre los comportamientos y las preferencias.

El k -ésimo miembro consume una canasta de n_k bienes $\mathbf{x}_k = (x_{k1}, \dots, x_{kn_k}) \in \mathbb{R}^{n_k}$ con precios exógenos, $\mathbf{p}_k = (p_1, \dots, p_{kn_k}) \in \mathbb{R}_{++}^{n_k}$, pertenecientes al conjunto de números reales estrictamente positivos, con $k = 1, \dots, K$. La canasta de consumo \mathbf{x}_k incluye el caso en que algunos bienes son privados y están asignados a un determinado miembro del hogar, como

es el rubro de ropa para adultos y niños, mientras que otros pueden ser bienes públicos. Nuestro análisis se centra en la asignación de bienes de mercado consumidos privadamente por los miembros de la familia. El consumo de bienes privados puede asignarse o no asignarse a un miembro específico del hogar. El hogar tiene recursos limitados y su consumo total debe satisfacer una restricción presupuestaria lineal dada por $\sum_{k=1}^K p_k x_k = y$, donde $y \in \mathbb{R}_{++}$ es el ingreso total del hogar. Cada miembro tiene sus propias preferencias sobre \mathbf{x}_k , representadas por una función de utilidad cuasi-cóncava $u_k : \mathbb{R}^{n_k} \rightarrow \mathbb{R}$, dos veces diferenciable y estrictamente creciente en sus argumentos.

La función de utilidad del hogar se define como $U(u_1(\mathbf{x}_1), \dots, u_K(\mathbf{x}_K); \mathbf{p}, y, \mathbf{z})$, donde $\mathbf{p} = (p_1, \dots, p_K)$ y \mathbf{z} es un vector de variables exógenas denominadas factores de distribución, que afectan el proceso de decisión dentro del hogar, pero sin modificar las preferencias ni la restricción presupuestaria (Browning et al., 1994). La función de utilidad U es una generalización de la función de bienestar de Samuelson, estrictamente creciente en (u_1, \dots, u_K) , que agrega las preferencias individuales a las preferencias del hogar y representa los problemas de distribución dentro del hogar. Notar que la función U depende directamente de los precios \mathbf{p} , el ingreso y , y los factores de distribución \mathbf{z} .¹

Las asignaciones eficientes dentro de la familia se derivan del siguiente problema:

$$(1) \quad V(\mathbf{p}, y, \mathbf{z}) = \max_{\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_K} \left\{ U(u_1(\mathbf{x}_1), \dots, u_K(\mathbf{x}_K); \mathbf{p}, y, \mathbf{z}) : \sum_{k=1}^K \mathbf{p}_k \mathbf{x}_k = y \right\}$$

donde $V(\mathbf{p}, y, \mathbf{z})$ es la función de utilidad indirecta del hogar. Las elecciones óptimas del problema (1) son las demandas centralizadas del hogar $\mathbf{x}^C(\mathbf{p}, y, \mathbf{z}) = (\mathbf{x}_1^C(\mathbf{p}, y, \mathbf{z}), \dots, \mathbf{x}_K^C(\mathbf{p}, y, \mathbf{z}))$.

La eficiencia implica que el proceso de decisión del hogar puede ser descentralizado en dos etapas eligiendo la transferencia correcta entre los miembros, en una analogía con el Segundo Teorema Fundamental del Bienestar (Chiappori, 1992). En la primera etapa, los individuos deciden sobre la distribución del ingreso familiar y entre los miembros del hogar, por lo que el individuo k recibe ϕ_k (regla de reparto). En la segunda etapa, cada individuo elige su vector de consumo privado sujeto a su propia restricción presupuestaria $\mathbf{p}_k \mathbf{x}_k = \phi_k$. En consecuencia, la asignación eficiente del hogar en (1) se puede descomponer en dos etapas como

$$(2) \quad V(\mathbf{p}, y, \mathbf{z}) = \max_{\phi_1, \dots, \phi_K} \left\{ U(V_1(\mathbf{p}_1, \phi_1), \dots, V_K(\mathbf{p}_K, \phi_K); \mathbf{p}, y, \mathbf{z}) : \sum_{k=1}^K \phi_k = y \right\}$$

¹ Las preferencias del hogar también pueden verse afectadas por las características socio-demográficas de cada miembro del hogar (Barten, 1964; Peralí, 2003), pero no son incluidas para simplificar la notación.

$$(3) \quad V_k(\mathbf{p}_k, \phi_k) = \max_{\mathbf{x}_k} \left\{ u_k(\mathbf{x}_k) : \mathbf{p}_k \mathbf{x}_k = \phi_k \right\} \quad \forall k = 1, \dots, K$$

donde $V_k(\mathbf{p}_k, \phi_k)$ es la función de utilidad indirecta para el k -ésimo individuo, que depende de los precios \mathbf{p}_k y a la asignación de ingresos ϕ_k . El problema (2) describe la asignación óptima de ingresos $\phi_k(\mathbf{p}, y, \mathbf{z})$ entre todos los miembros de la familia, cuya solución está dada por $(\phi_1(\mathbf{p}, y, \mathbf{z}), \dots, \phi_K(\mathbf{p}, y, \mathbf{z}))$. El problema (3) resuelve la demanda marshalliana descentralizada del individuo k -ésimo, $\mathbf{x}_k^D(\mathbf{p}_k, \phi_k)$. Bajo eficiencia, $\phi_k(\mathbf{p}, y, \mathbf{z}) = \mathbf{p}_k \mathbf{x}_k^C(\mathbf{p}, y, \mathbf{z})$ y el problema de maximización en la ecuación (1) es equivalente a (2) y (3).

La regla de reparto ϕ_k no es observable, pero puede identificarse explotando la información sobre el consumo individual de al menos un bien asignable para cada miembro del hogar (Bourguignon et al., 1993; Browning et al., 1994). En la aplicación empírica seguimos la estrategia de estimación e identificación propuesta por Chavas et al. (2018) y Arias et al. (2004, 2020), como se explica en la siguiente sección.

3. EL SISTEMA DE DEMANDA COLECTIVO

Nuestro análisis utiliza el sistema de demanda colectivo para recuperar la proporción de recursos del hogar que es asignada a cada miembro (es decir, la regla de reparto expresada en proporción). El sistema de demanda a estimar es una extensión del Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS) (Banks et al., 1997)² para el caso colectivo propuesto por Chavas et al. (2018) y Arias et al. (2004, 2020). Dicha extensión introduce la regla de reparto, que determina la distribución de recursos entre los miembros del hogar. Este modelo ha sido implementado en Menon et al. (2018), Mangiavacchi et al. (2018), Belete et al. (2018), Menon y Perali (2019), Echeverría (2020) y Belete (2021).³ En particular, la aplicación de Echeverría (2020) constituye el único antecedente

² Evidencia previa para Argentina sugiere que la forma funcional cuadrática constituye un ajuste adecuado (e.g. Pizzolito, 2007; Echeverría, 2020).

³ Este modelo, en línea con las contribuciones pioneras de esta literatura, requiere como fuente de información la observación de un bien asignable y factores de distribución, sin imponer condiciones sobre las preferencias. Esto se diferencia de otros trabajos, como Dunbar et al. (2013), que además de requerir como fuente de información la observación de al menos un bien asignable, incorporan restricciones sobre las preferencias individuales (por ejemplo, similitud en las preferencias entre personas dentro del hogar, o similitud en las preferencias entre individuos que viven en hogares de distinta composición). Sin embargo, contribuciones más recientes Dunbar et al. (2019) se alinean con nuestro enfoque en tanto abandonan los supuestos de similitud en las preferencias para basar su identificación en los bienes asignables y el empleo de factores de distribución. Por otro lado, mientras que muchos antecedentes de modelos colectivos se basan en la estimación de curvas de Engel, este enfoque estima un sistema de demanda completo e introduce precios en el análisis, posibilitando un análisis de bienestar más completo.

de estimación del modelo colectivo para Argentina (con datos de 1996, 2004 y 2012), encontrando que la distribución intra-hogar es pro-niño en Argentina. Sin embargo, en dicha aplicación no se analiza la relación entre el consumo de alcohol y la distribución intra-hogar.

En esta aplicación empírica, $k = 2$ denota los (grupos de) individuos, conformados por los adultos y los niños, respectivamente. De esta forma, y en línea con los desarrollos más recientes de la literatura de los modelos colectivos,⁴ modelamos a los niños como agentes económicos que poseen preferencias individuales, afectando las decisiones de gasto del hogar a través de su poder de negociación. En este sentido, la evidencia sugiere que los niños influyen en el proceso de toma de decisiones del hogar y que tienen buenas habilidades de negociación desde edades tempranas (Harbaugh, et al. 2003; Dauphin et al., 2011).

En el Apéndice A se detalla la derivación del sistema colectivo demanda, propuesto por Chavas et al. (2018) y Arias et al. (2004, 2020). Partiendo de un modelo QUARDS, la ecuación de participación presupuestaria a estimar está dada por

$$(4) \quad w_i = \alpha_i + t_i(\mathbf{d}) + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \sum_{k=1}^2 \beta_{ki} \left(\ln(\phi_k^*) - \ln(A_k(\mathbf{p}_k)) \right) + \sum_{k=1}^2 \frac{\lambda_{ki}}{C_k(\mathbf{p}_k)} \left(\ln(\phi_k^*) - \ln(A_k(\mathbf{p}_k)) \right)^2$$

donde w_i es la participación en el presupuesto del bien i , $t_i(\mathbf{d})$ son las funciones demográficas de traslado, $\ln(A_k(\mathbf{p}_k))$, $B_k(\mathbf{p}_k)$ y $C_k(\mathbf{p}_k)$ son agregadores de precios, y $\ln(\phi_k^*)$ es el logaritmo del ingreso individual modificado demográficamente.

Siguiendo a Chavas et al. (2018) y Arias et al. (2004, 2020), la estrategia de identificación de la regla de reparto ϕ_k consiste en la posibilidad de construir un ingreso individual parcialmente observable y_k explotando la información disponible sobre los bienes asignables. Como la información sobre el consumo individual es limitada, se corrige escalando la medida aproximada del ingreso individual del miembro y_k con una función lineal latente $m_k(\mathbf{z})$ à la Barten (1964), que depende de los factores de distribución \mathbf{z}

$$(5) \quad \ln(\phi_k) = \ln y_k + \ln m_k(\mathbf{z})$$

La función $m_k(\mathbf{z})$ describe las transferencias entre los miembros del hogar.

⁴ Los trabajos pioneros de los modelos colectivos incorporaban a los niños como un consumo de bien público por parte de los padres (Bourguignon, 1999). Es decir, los niños son relevantes para las elecciones del hogar únicamente a través de la utilidad que los padres derivan de su bienestar. Sin embargo, en las contribuciones más recientes, y a partir de Dunbar et al. (2013), se ha comenzado a modelar a los niños como agentes económicos con preferencias individuales.

Sea $k = 1$ el grupo de miembros de los adultos, si $m_k(\mathbf{z}) < 1$, entonces los adultos re-asignan gasto hacia los niños.

4. DATOS Y ESTRATEGIA EMPÍRICA

En esta sección se describen los datos empleados y la clasificación de hogares construida según el consumo de alcohol, así como la estrategia de estimación del sistema de demanda y la estrategia post-estimación seguida para analizar cómo afecta el consumo de alcohol de los adultos a la distribución intra-hogar del gasto.

4.1. Datos

Los datos de los gastos de los hogares provienen de la Encuesta Nacional de Gasto de los Hogares (ENGH) realizada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) de Argentina durante el período 2017/2018. La encuesta es representativa a nivel nacional y está dirigida a hogares ubicados en áreas de 5.000 o más habitantes. La encuesta cubrió un total de 21.547 hogares. La ENGH proporciona datos exhaustivos sobre los gastos y las cantidades de los hogares para un amplio conjunto de categorías de consumo y con un alto grado de desagregación. La encuesta también registra información detallada sobre las condiciones de la vivienda, y las características socio-demográficas y laborales individuales.

Para identificar la regla de reparto, se emplea la información disponible sobre el consumo privado de bienes asignables. Para los adultos, explotamos datos sobre ropa y calzado, bebidas alcohólicas, juegos de casino, periódicos, cigarrillos, joyas y peluquería, mientras que para los niños utilizamos la información de gastos de ropa y calzado, juegos y juguetes, libros infantiles, educación, mochilas infantiles, guarderías, pañales, comidas para niños y peluquería. La ropa y el calzado es el componente más importante del gasto individual observado, representando en promedio el 75% de los gastos asignables.

En relación a la muestra, se excluyen los hogares con niños mayores a 10 años de edad en tanto la información sobre el gasto en ropa (que constituye el principal componente de la estrategia de identificación) es preguntada para las categorías de «menores» y «mayores», definiendo a los «mayores» («menores») como miembros de más (hasta) de 10 años.⁵ Además, para evitar una clasificación errónea del gasto en ropa de niños y adultos en familias más complejas y extensas con diferentes tipos de miembros (familias extendidas), restringimos el análisis a familias nucleares con hijos, es decir, hogares bi-pa-

⁵ Si incluyéramos familias con al menos un niño mayor de 10 años, la información sobre el gasto en ropa para adultos incluiría el gasto de los adultos y el del niño mayor.

rentales y mono-parentales (con adultos de hasta 64 años). Nuestra muestra final está compuesta por 2.404 familias nucleares con hijos, que representan 1.526.069 familias en términos expandidos (ponderados).

Respecto al consumo de alcohol, clasificamos a los hogares de acuerdo a si los adultos son bebedores intensos (BI), bebedores moderados (BM) o no bebedores (NB). Siguiendo a Menon et al. (2018), los hogares con presencia de bebedores intensos son aquellos ubicados en el decil superior de la distribución de la participación presupuestaria (per cápita) del gasto en alcohol.⁶ Es decir, aquellos hogares con una participación (per cápita) superior a 4,6%. Los hogares con presencia de bebedores moderados son los que se ubican en los restantes deciles, mientras que los no bebedores son aquellos que no consumen alcohol.⁷

La Tabla 1 reporta las estadísticas descriptivas del gasto mensual, según el nivel de consumo de alcohol del hogar. Los hogares con BI representan el 10% de la muestra, mientras que los hogares con BM representan el 16% y los no bebedores el 74%. Se observa que los hogares con BM tienen un gasto total más alto, en promedio, mientras que el gasto total de los hogares con BI y NB es similar entre sí y, al mismo tiempo, es similar al gasto promedio de toda la muestra (M). Por otro lado, los hogares con BI gastan en promedio 2,5 veces más en bebidas alcohólicas que el promedio de los hogares con BM y 6,2 veces más que todos los hogares de la muestra. De igual forma, los hogares con BI destinan en promedio un 4,6% de su gasto total en bebidas alcohólicas, mientras que los BM un 1,4%, y todos los hogares un 0,7%. Como los hogares con BI tienen en promedio un nivel de gasto similar a los de los hogares con NB, y a los de toda la muestra, es posible que el consumo intenso de alcohol implique una disminución del presupuesto disponible para otros rubros de bienes, afectando potencialmente los recursos que reciben los niños y, con ello, su bienestar individual.

⁶ En estimaciones alternativas hemos realizado una corrección del gasto en alcohol por posible infrecuencia de compra siguiendo el procedimiento Double-Hurdle (Yen, 1993), mediante el cual la realización de ceros puede explicarse por un proceso de decisión que surge de variables latentes no observadas que determinan las elecciones del consumidor, con soluciones de esquina. Sin embargo, dado que el gasto en alcohol es reportado por el hogar mediante registros diarios durante el período de referencia, lo cual reduce la posibilidad de que los gastos nulos sean por infrecuencia de compra, se observa que la corrección no altera la posición relativa de los hogares en la distribución de la participación presupuestaria del gasto en alcohol, con lo cual la clasificación de hogares de acuerdo al perfil de consumo de alcohol no se modifica.

⁷ Si bien la ENGH reporta información sobre el gasto en alcohol a nivel del hogar, como nuestra muestra está compuesta por hogares con niños de hasta 10 años, consideramos que es seguro asumir que el consumo de alcohol recolectado a nivel del hogar corresponde al consumo de alcohol por parte de los adultos. Asimismo, datos previos indican que en Argentina la edad de inicio de consumo es a los 13 años (Ministerio de Salud y Desarrollo Social, 2019).

TABLA 1
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DEL GASTO, SEGÚN EL CONSUMO DE ALCOHOL

	Bebedores intensos (BI)		Bebedores moderados (BM)		No bebedores (NB)		Muestra (M)
	Media	D.S.	Media	D.S.	Media	D.S.	
proporción		10%		16%		74%	100%
gasto total	31.163	20.073	42.218	21.488	29.370	21.820	31.557
gasto en alimentos	11.126	5.929	12.513	6.988	7.984	5.751	9.006
gasto en bebidas alcohólicas	1.434	1.291	561	414	0	0	231
proporción del gasto del hogar en alcohol	4.6%	2.4%	1.4%	0.7%	0%	0%	0.7%
número de hogares	247		331		1.826		2.404
número de hogares ponderado	152.689		238.489		1.134.891		1.526.069

Nota: Los bebedores intensos son definidos como hogares ubicados en el decil superior de la distribución de la participación presupuestaria (per cápita) del gasto en alcohol (participación superior a 0,046). Los gastos son mensuales y están expresados en pesos de Noviembre 2018. Se han aplicado los pesos de la encuesta.

La Tabla 2 reporta las estadísticas descriptivas de las características socio-demográficas de los hogares para caracterizar el perfil de los hogares con distinto nivel de consumo de alcohol. Los hogares con BI están encabezados, mayormente, por jefes jóvenes, en tanto el 51,1% tiene entre 18 y 34 años de edad, y por jefes hombres (69,9%). Al mismo tiempo, el 68,6% de estos hogares tienen un clima educativo medio/alto, es decir que son hogares donde el promedio de los años de educación alcanzados por los adultos es mayor a 11 años. En esta línea, el 54,3% de dichos hogares pertenece al estrato económico medio/alto; 45,7% al estrato bajo. Sin embargo, en comparación a los hogares con BM y NB, los hogares con BI presentan la mayor proporción de familias con clima educativo bajo (31,4%). Por otro lado, el 86,6% de los hogares con BI son bi-parentales, mientras que el 13,4% son mono-parentales. En cuanto a la distribución geográfica, el 37,7% reside en Gran Buenos Aires (GBA), el 30,5% en la región Pampeana, el 15,7% en la región Norte, el 9,1% en la Patagonia y el 7,1% en la región de Cuyo. A diferencia de los hogares con consumo de alcohol moderado y nulo, los hogares con BI están relativamente más concentrados en la región Patagonia y Cuyo.

Por su parte, los hogares con BM están encabezados, en su mayoría, por jefes de entre 35 y 64 años de edad (51%) y hombres (68,7%). Además, los hogares con BM son los que presentan la mayor proporción de familias con clima educativo medio/alto (75,1%), que pertenecen a los dos quintiles de ingreso más altos (48%) y que son mayormente bi-parentales (95,2%). Asimismo, estos hogares están relativamente más concentrados en la región GBA (42%) y Pampeana (35%). Por último, los hogares con NB son los que presentan el mayor porcentaje de jefes jóvenes (55,6%), también en su mayoría hombres (67,4%). Están constituidos principalmente por hogares con clima educativo medio/alto (69,1%), aunque esta proporción es menor a la de los hogares con BM, pero mayor a la de los hogares con BI. Asimismo, están levemente más concentrados en la cola inferior de la distribución del ingreso, en tanto el 54,9% pertenece al estrato bajo. El 88% de estos hogares son bi-parentales y el 12% mono-parentales. En contraste a los hogares con BI, la distribución geográfica de los hogares con NB está levemente más concentrada en la región Norte (16,5%) y Pampeana (32,9%). Cabe destacar que el perfil socio-demográfico de los hogares con BI es estadísticamente distinto al perfil de los hogares con adultos NB, a excepción de la concentración de hogares en la región GBA.

TABLA 2
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS CARACTERÍSTICAS DEL HOGAR,
SEGÚN EL CONSUMO DE ALCOHOL

	BI	BM	NB	M	BI – NB [valor-p]
número de niños en el hogar	1,7 (0,71)	1,5 (0,63)	1,6 (0,72)	1,6 (0,71)	0,1 [0,000]***
edad del jefe entre 18-34	51,1%	49,0%	55,6%	54,1%	-4,5 [0,000]***
edad del jefe entre 35-64	48,9%	51,0%	44,4%	45,9%	4,5 [0,000]***
jefe del hogar hombre	69,9%	68,7%	67,4%	67,9%	2,5 [0,000]***
clima educativo bajo	31,4%	24,9%	30,9%	30,0%	0,5 [0,000]***
clima educativo medio/alto	68,6%	75,1%	69,1%	70,0%	-0,5 [0,000]***
ingresos bajos (quintil 1 y 2)	45,7%	31,1%	54,9%	50,2%	-9,2 [0,000]***
ingresos medios (quintil 3)	23,4%	20,9%	17,5%	18,6%	5,9 [0,000]***
ingresos altos (quintil 4 y 5)	30,9%	48,0%	27,6%	31,1%	3,3 [0,000]***
hogares bi-parentales	86,6%	95,2%	88,0%	89,0%	-1,4 [0,000]***
hogares mono-parentales	13,4%	4,8%	12,0%	11,0%	1,4 [0,000]***
región GBA	37,7%	42,0%	37,6%	38,3%	0,1 [0,382]
región Norte	15,7%	11,4%	16,5%	15,6%	-0,8 [0,000]***
región Patagonia	9,1%	5,8%	6,9%	6,9%	2,2 [0,000]***
región Cuyo	7,1%	5,8%	6,2%	6,2%	0,9 [0,000]***
región Pampeana	30,5%	35,0%	32,9%	33,0%	-2,4 [0,000]***

Nota: BI: bebedores intensos; BM: bebedores moderados; NB: no bebedores; M: toda la muestra. La columna BI - NB reporta el test-t de igualdad de las medias. Se han aplicado los pesos de la encuesta. *** p < 0,01.

4.2. Estimación del Sistema Colectivo de Demanda

La estimación del sistema colectivo de demanda requiere una estrategia de pre-estimación para: a) computar los precios de las categorías de bienes; b) corregir la censura presente en la información de gasto en ropa; c) corregir la infrecuencia de compra de los gastos que conforman las categorías del sistema de demanda; y d) corregir la potencial endogeneidad del gasto total. El Apéndice B describe los enfoques metodológicos adoptados.

En consecuencia, el modelo colectivo QUAIDS especificado en la Ec. (4) se modifica para introducir las cuestiones empíricas mencionadas. Se incorpora: los pseudo precios del hogar \hat{p}_i estimados; la función de densidad y la

acumulada predichas $\hat{\Psi}_i$ y $\hat{\psi}_i$ a partir del Probit que modela los gastos ceros; y los residuos predichos $\hat{\omega}_i$ de la función de control que corrige el potencial sesgo de endogeneidad del gasto total. De este modo, las ecuaciones en forma de participación presupuestaria del sistema de demanda son⁸

$$(6) \quad w_i = \hat{\Psi}_i \left\{ \begin{aligned} & \alpha_i + t_i(\mathbf{d}) + \sum_j \gamma_{ij} \ln \hat{p}_j + \sum_{k=1}^2 \beta_{ki} \left(\ln(\phi_k^*) - \ln(A(\hat{\mathbf{p}})) \right) \\ & + \sum_{k=1}^2 \frac{\lambda_{ki}}{C(\hat{\mathbf{p}})} \left(\ln(\phi_k^*) - \ln(A(\hat{\mathbf{p}})) \right)^2 \end{aligned} \right\} + \eta_i \hat{\psi}_i + \zeta_i \hat{\omega}_i + \varepsilon_i$$

donde ε_i es el término de error. Las categorías de gasto definidas para la estimación del sistema de demanda colectivo (w_i), siguiendo evidencia previa para Argentina (Echeverría, 2020), son: 1) alimentos y bebidas, 2) ropa y calzado, 3) vivienda y mantenimiento, 4) transporte y comunicaciones, 5) recreación y educación, y 6) otros.

Por otro lado, las variables demográficas incluidas en el vector \mathbf{d} son: variables regionales (Gran Buenos Aires, Centro, Norte y Sur de Argentina), variables que capturan la situación económica del hogar (indicadores de propiedad de al menos un auto, propiedad de la casa y cantidad de miembros que trabajan respecto al tamaño del hogar), y un conjunto de variables indicadoras del nivel de educación del jefe del hogar (si posee educación primaria completa o incompleta, secundaria completa o incompleta, o estudios superiores completos o incompletos) y del cohorte de edad al cual pertenece el jefe del hogar. Las categorías son: nivel educativo bajo como educación primaria completa o incompleta, nivel medio como secundaria completa o incompleta, y nivel alto como universidad completa o incompleta. (de 18 a 34 y de 35 a 64).

Los factores de distribución \mathbf{z} son variables asociadas con características de los niños y los padres que probablemente afecten el poder de negociación, y la asignación de recursos entre adultos y niños. Siguiendo evidencia previa para Argentina (Echeverría, 2020), incluimos una variable indicadora si todos los niños son mujeres, para capturar evidencia de discriminación de género en el gasto. La evidencia internacional, en el marco de los modelos colectivos, indica que este fenómeno es específico a cada país (Dunbar et al., 2013; Bargain et al., 2014, 2017; Mangiacavacchi et al., 2018). También incorporamos una variable que representa la diferencia en educación (en años) y edad de los cónyuges. Como sugieren investigaciones anteriores, la edad y el nivel de educación de los cónyuges pueden afectar el poder de negociación entre ellos (Bargain et al., 2014; Mangiacavacchi et al., 2018; Menon et al., 2018). Esto, a su vez, es esperable que afecte la forma en que se asignan los recursos hacia los niños, dado que hay evidencia que indica que las madres tienden a favorecer a los

⁸ Notar que $\ln(A_k(\mathbf{p}_k)) = \ln(A(\mathbf{p})) \forall k$, $B_k(\mathbf{p}_k) = B(\mathbf{p}) \forall k$ y $C_k(\mathbf{p}_k) = C(\mathbf{p}) \forall k$.

niños más que a los esposos en sus elecciones de gastos (e.g., Thomas, 1994; Kennedy y Peters, 1992; Case y Deaton, 1998; Lundberg et al., 1997). Dado que éstos dos últimos factores de distribución contienen información sobre los cónyuges, estimamos la Ec. (6) por separado para las familias bi-parentales y mono-parentales.

El sistema especificado en la Ec. (6) se estima por Máxima Verosimilitud imponiendo las restricciones especificadas correspondientes (ver Ec. (A.8) del Apéndice A) y excluyendo la ecuación de la categoría de otros. La estimación del sistema permite identificar los parámetros de ingresos individuales β_{ki} , λ_{ki} capturando efectos lineales y cuadráticos de Engel para cada (grupo de) miembro del hogar. En tanto, los estimadores correspondientes a los interceptos α_i y precios γ_{ij} , así como los parámetros de las funciones demográficas $m_k(\mathbf{z})$ y $t_i(\mathbf{d})$ son estimados a nivel del hogar. Los parámetros de la función $m_k(\mathbf{z})$, es decir φ_l , configuran los parámetros de interés.

La Tabla C.1 del Apéndice C reporta estadísticas descriptivas de las variables demográficas, los factores de distribución, las participaciones presupuestas y los pseudo precios implícitos, por tipo de hogar (bi-parental y mono-parental). El 85% de nuestra muestra está compuesta por hogares bi-parentales y el 15% hogares por mono-parentales.

4.3. Análisis Post-Estimación

La estimación del sistema colectivo de demanda nos permite recuperar cuál es la porción del gasto total que es consumida por los adultos y los niños. Luego, nuestro interés es analizar si el consumo de alcohol de los adultos se relaciona con asignación hacia los niños y, por lo tanto, con su bienestar individual. Para realizar este análisis, estimamos una serie de modelos mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

En primer lugar, estimamos el siguiente modelo para toda la muestra de hogares, de modo tal de incorporar las variables que den cuenta del nivel de consumo de alcohol en el hogar

$$(7) \quad \hat{\phi}_{nh} = \alpha + \beta X_h + \theta TH_h + \eta BI_h + \delta BM_h + \rho R_h + \varepsilon_h$$

donde $\hat{\phi}_{nh}$ es la regla de reparto por niño del hogar h estimada mediante el modelo colectivo. X_h es un vector de características socio-demográficas que incluye (ver Tabla 2 para las estadísticas descriptivas): si el jefe pertenece al grupo de edad de 18 a 34 o de 35 a 64 años (categoría de referencia); si el jefe es hombre o mujer (categoría de referencia); si el hogar pertenece al estrato económico bajo (quintil 1 y 2, categoría de referencia), medio (quintil 3) o alto (quintil 4 y 5) de la distribución nacional de ingreso per cápita; y si el

hogar está caracterizado por un clima educativo bajo (categoría de referencia) o medio/alto. TH_h es una variable indicativa del tipo de hogar: bi-parental o mono-parental (categoría de referencia). BI_h y BM_h son variables que indican si es un hogar con adultos de bebedores intensos o un hogar con adultos de bebedores moderados, respectivamente, siendo la categoría de referencia los hogares con adultos no bebedores. Por último, R_h es un vector que indica la región en la que habita el hogar; Gran Buenos Aires, Norte, Patagonia, Cuyo y Pampeana (categoría de referencia). ε_h es el término de error.

Los parámetros de interés son η y δ . Si $\eta < 0$ ($\delta < 0$) y estadísticamente significativo, entonces, en los hogares donde hay consumo de alcohol intenso (moderado), los adultos asignan una menor proporción del gasto total a cada niño del hogar, en comparación a la proporción asignada por los adultos que no beben alcohol, habiendo controlado por las características del hogar.

En segundo lugar, estimamos un modelo que aumenta la Ec. (7) para incorporar las interacciones entre el nivel de consumo de alcohol (BI y BM) y el tipo de hogar (TH). Como la evidencia previa de distribución intra-hogar para Argentina que indica que existen diferencias en la proporción de recursos asignados a los niños de acuerdo a si el hogar es bi-parental o mono-parental (Echeverría, 2020), es esperable encontrar diferencias también en relación al consumo de alcohol y la regla de reparto de los niños

$$(8) \quad \hat{\phi}_{nh} = \alpha + \beta X_h + \theta TH_h + \eta BI_h + \delta BM_h + \gamma BI_h * TH_h + \mu BM_h * TH_h + \rho R_h + \varepsilon_h$$

En tercer lugar, nos interesa evaluar en qué medida la relación entre la regla de reparto de los niños y las características del hogar está moderada por el consumo de alcohol de los adultos. Es decir, si las correlaciones entre el perfil socio-demográfico y los recursos de los niños, son iguales o distintas de acuerdo al nivel de consumo de alcohol. Para ello, estimamos el siguiente modelo por separado para los hogares donde los adultos son bebedores intensos (BI), bebedores moderados (BM) y no bebedores (NB)

$$(9) \quad \hat{\phi}_{nh} = \alpha + \beta X_h + \theta TH_h + \rho R_h + \varepsilon_h$$

La siguiente sección presenta los resultados.

5. RESULTADOS

5.1 Análisis No Condicional De La Distribución Intra-Hogar

En la Tabla 3 se reporta la distribución del gasto intra-hogar estimada mediante el sistema de demanda colectivo⁹, es decir, la proporción del gasto total del hogar que es, en promedio, consumida por cada adulto y por cada niño, según el nivel de consumo de alcohol de los adultos. Se observa que, considerando el total de los hogares de la muestra (M), los adultos asignan en promedio un 35% de los recursos totales a cada niño, mientras que cada adulto recibe en promedio un 27%. Estos resultados están en línea con evidencia previa para Argentina para el período 1996-2013 que encuentra que la distribución del gasto dentro de los hogares nucleares en Argentina es, en promedio, pro-niño (Echeverría, 2020).

⁹ La Tabla C3 del Apéndice C reporta los parámetros más importantes estimados por el sistema colectivo de demanda, en tanto la Tabla C4 del Apéndice C muestra los parámetros estimados de la regla de reparto, estimada conjuntamente con el sistema de demanda. Los coeficientes de la regla de reparto indican si los factores de distribución están positiva o negativamente correlacionados con la proporción de gasto (regla de reparto) de los adultos. Por ejemplo, se observa que los adultos asignan más recursos hacia los menores cuando no hay niños varones en el hogar, tanto en las familias bi-parentales como en las mono-parentales.

TABLA 3
 DIFERENCIA NO CONDICIONAL DE LA REGLA DE REPARTO POR NIÑO, SEGÚN EL CONSUMO DE ALCOHOL

	BI		BM		NB		M	
	Media	D.S.	Media	D.S.	Media	D.S.	Media	D.S.
regla de reparto por niño ($\hat{\phi}_n$)	0,32	0,11	0,36	0,12	0,35	0,13	0,35	0,13
regla de reparto por adulto ($\hat{\phi}_a$)	0,29	0,07	0,27	0,06	0,27	0,08	0,27	0,07
test-t dif. $\hat{\phi}_n$ respecto a BI [valor-p]	-		0,04 [0,000]***		0,03 [0,000]***		0,03 [0,000]***	
test-t dif. $\hat{\phi}_n$ respecto a BM [valor-p]	-0,04 [0,000]***		-		-0,01 [0,3777]		-0,01 [0,234]	
test-t dif. $\hat{\phi}_n$ respecto a NB [valor-p]	-		-		-		0,00 [0,613]	
ratio de las reglas de reparto: $\hat{\phi}_n / \hat{\phi}_a$	1,15	0,41	1,39	0,62	1,36	0,62	1,34	0,61
número de hogares	247		331		1.826		2.404	
número de hogares ponderado	152.689		238.489		1.134.891		1.526.069	

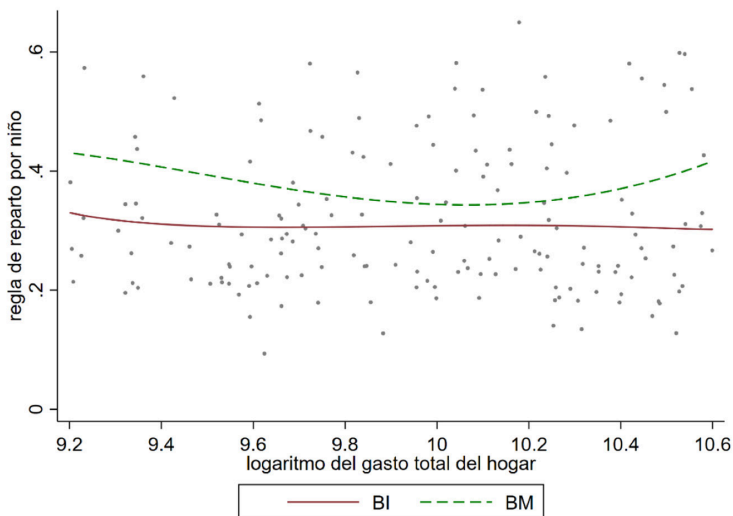
Nota: BI: bebedores intensos; BM: bebedores moderados; NB: no bebedores; M: toda la muestra. Test-t de igualdad de las medias de la regla de reparto por niño. Se han aplicado los pesos de la encuesta. ***: p < 0,01.

Por su parte, los hogares con BI destinan en promedio una menor porción de recursos a cada niño, en tanto, la regla de reparto por niño es de 32%. En hogares en los que los adultos tienen un consumo de alcohol intenso, la regla de reparto promedio es 3 puntos porcentuales (p.p.) menor que en los hogares en los que los adultos no consumen alcohol, y 4 p.p. menor que en los hogares en los que los adultos consumen alcohol de forma moderada (siendo las diferencias estadísticamente significativas a un nivel de confianza del 1%).¹⁰ La magnitud de las reducciones en la asignación a cada niño en los hogares con BI es considerable, ya que implica que los hogares con BI los adultos asignan en promedio un 8,6% menos de recursos totales a cada niño en comparación a los hogares con NB, y un 11,1% en comparación a los hogares con BM. A su vez, en los hogares con BI la regla de reparto promedio por adulto es 2 p.p. mayor comparado a la de los hogares con adultos que consumen alcohol moderadamente o que no consumen alcohol.¹¹ Asimismo, las diferencias reportadas sobre la media de la regla de reparto también son observadas a lo largo de toda la distribución del gasto del hogar. La Figura 1 y 2 muestran que los hogares con BI asignan menos recursos totales a cada niño, respecto a los hogares con BM y NB, independientemente de la posición relativa del hogar en la distribución del gasto. De esta forma, se observa que el consumo intenso de alcohol por parte de los adultos genera un detrimento en el bienestar individual de los niños, en tanto implica una re-distribución de recursos dentro del hogar desde los niños hacia los adultos. Cabe notar que dichas re-distribuciones refieren a la proporción de recursos que recibe cada niño en su hogar, y no nos permiten conocer cuál es la calidad del gasto que efectivamente reciben los niños.

¹⁰ Este resultado está en línea con efectos encontrados en otros trabajos que evalúan cambios en las reglas de reparto de distintos miembros del hogar. Por ejemplo, la AUH aumentó la regla de reparto de los niños en 2,9 a 3,9 p.p. en promedio, dependiendo del tipo de hogar (Echeverría, 2020); el programa PROGRESA aumentó los recursos que reciben las madres en 2,6 p.p. en promedio (Tommasi, 2019); y la reciente crisis económica española aumentó la regla de reparto de las mujeres en 3,7 p.p. a 5 p.p. en promedio (Bargain y Martinoty, 2019).

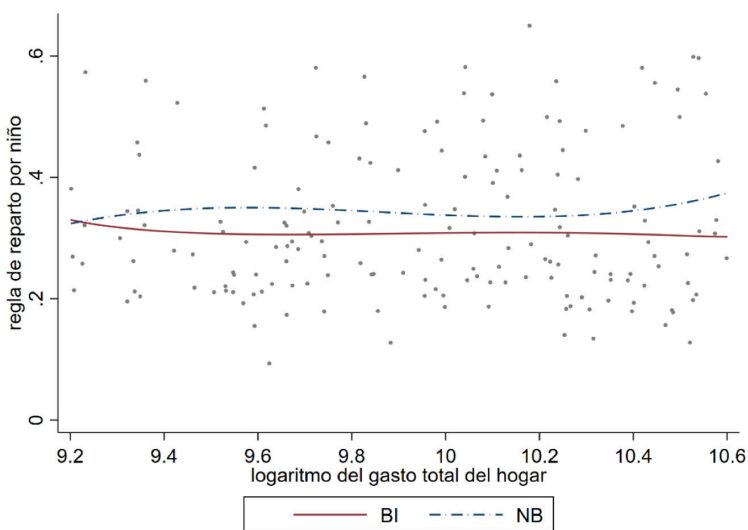
¹¹ Estas diferencias también son significativas al 1%.

FIGURA 1
REGLA DE REPARTO POR NIÑO, SEGÚN EL CONSUMO DE ALCOHOL (BI VS. BM)



Nota: BI: bebedores intensos; BM: bebedores moderados. Polinomios locales.

FIGURA 2
REGLA DE REPARTO POR NIÑO, SEGÚN EL CONSUMO DE ALCOHOL (BI VS. NB)



Nota: BI: bebedores intensos; NB: no bebedores. Polinomios locales.

En contraste, no se evidencian diferencias significativas entre los recursos que se destinan a cada niño en los hogares con adultos que consumen alcohol de forma moderada (36%) y en aquellos en los que los adultos no consumen alcohol (35%). De igual manera, se observa que la porción promedio del gasto total que consume cada adulto es la misma en estos dos grupos de hogares (27%). En consecuencia, no se observan re-distribuciones en la asignación de recursos dentro del hogar cuando los adultos consumen alcohol moderadamente. Si bien en los hogares con BM se asigna presupuesto a la compra de bebidas alcohólicas, este gasto no conlleva una reducción de los recursos que reciben los niños, por lo que posiblemente sea compensado por una reducción en el gasto de otros bienes consumidos también por los adultos.

Asimismo, la Tabla 3 reporta el ratio entre la regla de reparto por niño y la regla de reparto por adulto, como una medida de cuántos más recursos del gasto del hogar recibe cada niño en comparación a cada adulto. De esta forma, permite ver cuánto menos recursos recibe cada niño, en términos de lo que recibe cada adulto, en familias con BI respecto a familias con menor consumo de alcohol. Los resultados muestran que, en los hogares con BI, cada niño recibe en promedio 15% más de recursos que cada adulto, lo cual es significativamente menor (al 1%) al ratio promedio para los hogares con BM y NB. En los hogares con BM y NB cada niño recibe 39% y 36% más de recursos que cada adulto (siendo estas medias no diferentes en términos estadísticos). Estos resultados sugieren que en los hogares con bebedores intensos de alcohol la distribución de recursos es relativamente más pro-adulto respecto a los demás hogares.

5.2 Análisis Condicional De La Distribución Intra-Hogar

Puesto que los resultados de la Tabla 3 reportan las diferencias no condicionales en la asignación de recursos hacia los niños de acuerdo a distintos niveles de consumo de alcohol, a continuación, presentamos un análisis condicionado para evaluar en más detalle esta relación. La Tabla 4 presenta los resultados del análisis de regresión post-estimación (ver Sección 4.3). Las Columnas (1) y (2) reportan los parámetros de la Ec. (7) y (8), respectivamente, estimadas para todos los hogares que conforman la muestra, mientras que las Columnas (3) a (5) reportan los parámetros de la Ec. (9), estimada para los distintos grupos de hogares definidos de acuerdo al nivel de consumo de alcohol (BI, BM y NB, respectivamente).

TABLA 4
REGRESIONES DE LA REGLA DE REPARTO POR NIÑO,
SEGÚN EL CONSUMO DE ALCOHOL

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	M	M	BI	BM	NB
edad del jefe entre 18-34	0,021*** (0,007)	0,021*** (0,007)	0,001 (0,017)	0,011 (0,018)	0,023*** (0,009)
jefe del hogar hombre	0,009 (0,008)	0,009 (0,008)	-0,002 (0,025)	-0,030 (0,019)	0,018** (0,009)
ingresos medios (quintil 3)	0,053*** (0,010)	0,052*** (0,010)	0,047* (0,024)	0,027 (0,022)	0,060*** (0,012)
ingresos altos (quintil 4 y 5)	0,078*** (0,010)	0,078*** (0,009)	0,092*** (0,022)	0,078*** (0,021)	0,075*** (0,012)
clima educativo medio/alto	0,017** (0,008)	0,017** (0,008)	0,034 (0,022)	0,006 (0,019)	0,017* (0,010)
hogares bi-parentales	-0,165*** (0,012)	-0,169*** (0,013)	-0,112*** (0,031)	-0,182*** (0,033)	-0,175*** (0,013)
bebedores intensos (BI)	-0,038*** (0,010)	-0,085*** (0,023)	-	-	-
bebedores moderados (BM)	0,001 (0,010)	0,030 (0,031)	-	-	-
BI*hogares bi-parentales	-	0,055** (0,025)	-	-	-
BM*hogares bi-parentales	-	-0,030 (0,032)	-	-	-
región GBA	0,025*** (0,009)	0,025*** (0,009)	-0,001 (0,025)	-0,008 (0,021)	0,034*** (0,011)
región Norte	0,019** (0,008)	0,019** (0,008)	0,029 (0,021)	0,048** (0,022)	0,015 (0,010)
región Patagonia	-0,016* (0,009)	-0,016* (0,009)	-0,021 (0,022)	-0,045 (0,027)	-0,010 (0,011)
región Cuyo	0,000 (0,011)	0,001 (0,012)	-0,021 (0,028)	-0,061** (0,024)	0,016 (0,014)
constante	0,422*** (0,014)	0,425*** (0,015)	0,351*** (0,036)	0,500*** (0,044)	0,419*** (0,015)
R cuadrado	0,236	0,239	0,294	0,233	0,247
número de hogares	2.404	2.404	247	331	1.826
número de hogares ponderado	1.526.069	1.526.069	152.689	238.489	1.134.891

Nota: BI: bebedores intensos; BM: bebedores moderados; NB: no bebedores; M: toda la muestra. Regresión MCO. Variable dependiente: regla de reparto por niño. La columna (1) se corresponden con el modelo especificado en la Ec. (7). La columna (2) se corresponden con el modelo especificado en la Ec. (8). Las columnas (3), (4) y (5) se corresponden con el modelo especificado en la Ec. (9). Errores estándar robustos entre paréntesis. Se han aplicado los pesos de la encuesta. * p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01.

Relaciones Entre La Regla De Reparto De Los Niños Y El Perfil De Consumo De Alcohol De Los Adultos

Los estimadores de la Columna (1) refuerzan los resultados no condicionados presentados en la Tabla 3. Controlando por las características socio-demográficas de los hogares, se observa que en los hogares con adultos que consumen alcohol de forma intensa, los niños reciben una menor proporción del gasto total del hogar que asciende a 3,8 p.p., y significativo al 1%, en comparación a los niños que viven en hogares con adultos que no consumen alcohol. Esto confirma que los niños de hogares con BI tienen menor nivel de bienestar, en términos de los recursos que efectivamente reciben. En contraste, no se evidencian diferencias significativas entre la regla de reparto por niño en hogares con adultos que consumen alcohol moderadamente y que no consumen alcohol, habiendo controlado por el perfil socio-demográfico del hogar.

Este resultado también se mantiene en la estimación que incluye una interacción entre el consumo de alcohol y el tipo de hogar (bi-parental o mono-parental), reportado en la Columna (2). La relación entre la regla de reparto y el consumo intenso de alcohol es de similar magnitud a lo reportado en la Tabla 3 y en la Columna (1) de la Tabla 4, ya que, diferenciando por BI, se obtiene que la regla de reparto por niño en el caso de hogares con BI es de 3 p.p. menor, en comparación a hogares con NB. Adicionalmente, se encuentra un efecto diferencial, estadísticamente significativo, en la regla de reparto por niño en hogares con BI, en comparación a hogares con NB, de acuerdo a la cantidad de adultos presentes en el hogar. En cambio, no se evidencia un efecto diferencial significativo en la regla de reparto por niño de acuerdo al tipo de hogar en el caso de los hogares con BM.

Relaciones Entre La Regla De Reparto De Los Niños Y El Perfil Socio-Demográfico De Los Hogares, De Acuerdo Nivel De Consumo De Alcohol De Los Adultos

Por otro lado, los coeficientes de las regresiones reportadas en las Columnas (1) a (3) revelan que el perfil socio-demográfico del hogar se correlaciona de distinta forma con la asignación de recursos intra-hogar, dependiendo del nivel de consumo de alcohol. En este sentido, la edad y el sexo del jefe del hogar, junto al clima educativo del hogar, están significativamente asociadas a la regla de reparto por niño únicamente en los hogares con NB. Esto es, en hogares con NB, los adultos asignan una mayor proporción de recursos a cada niño si el jefe tiene entre 18 y 34 años de edad, si es hombre y si el hogar tiene un clima educativo medio/alto. En contraste, estas variables no están significativamente correlacionadas con los recursos que reciben los niños en el caso de hogares con BI y BM.

En todos los hogares que pertenecen al estrato de ingresos alto, en comparación a los del estrato bajo, la regla de reparto por niño es significativamente mayor, con independencia del nivel de consumo de alcohol que exhiban los adultos, aunque dicha correlación es más alta para los hogares con BI. Por su parte, los hogares ubicados en el estrato medio de ingresos también asignan más recursos por niño, pero esto sólo se observa en los hogares con BI y NB. Asimismo, se presentan diferencias significativas en la asignación hacia los niños entre familias mono-parentales y bi-parentales en todos los hogares, siendo el coeficiente relativamente mayor, en términos absolutos, para el caso de hogares con BM. Los hogares bi-parentales, ya sean con BI, BM o NB, asignan una menor porción del gasto total del hogar a cada niño, en comparación a los mono-parentales. Este resultado se alinea con la evidencia previa para Argentina (Echeverría, 2020). Cabe notar, sin embargo, que los hogares bi-parentales son relativamente más ricos, por lo que asignan una menor fracción, pero de un nivel de gasto mayor.

Por último, la localización geográfica no está significativamente asociada a la distribución intra-hogar en familias con BI, mientras que las familias con BM (NB) que habitan en la región Norte (GBA) la regla de reparto por niño es mayor, y estadísticamente significativa, en comparación a hogares que habitan en la región Pampeana, pero menor en el caso de hogares que viven en la región de Cuyo.

6. CONCLUSIONES Y REFLEXIONES DE POLÍTICA

En este trabajo se analizan los efectos del consumo de alcohol de los miembros adultos sobre la distribución del presupuesto al interior de los hogares que conforman, focalizando en la proporción del gasto destinada a los niños en el hogar. La hipótesis que subyace en esta investigación es que el alcohol es un bien consumido únicamente por los miembros adultos del hogar y, por lo tanto, niveles de consumo elevados podrían disminuir la proporción del gasto en bienes destinados a los niños, menores de 10 años que viven con uno o dos adultos, afectando su nivel de bienestar.

Los hogares se clasifican de acuerdo con el decil en que se ubican de la distribución de la participación presupuestaria (per cápita) del gasto en alcohol. De esta forma, los miembros adultos son bebedores intensos (BI) – el 10% de la muestra con una participación del gasto mayor a 4,6% del presupuesto total, bebedores moderados (BM) -16% de la muestra- o no bebedores (NB) – el 74% de la muestra con gasto cero en alcohol-. Los resultados indican que los hogares con BI gastan en promedio 2,5 veces más en bebidas alcohólicas que el promedio de los hogares con BM y 6,2 veces más que todos los hogares de la

muestra, mientras que su promedio de gasto total es similar al del total hogares. En comparación a los hogares con BM y NB, los hogares con BI presentan la mayor proporción de familias con clima educativo bajo (31,4%) y están relativamente más concentrados en la región Patagonia y Cuyo.

Para el conjunto de la muestra, los resultados estiman que los adultos asignan en promedio un 35% de los recursos totales a cada niño, mientras que cada adulto recibe en promedio un 27%, encontrando que la distribución del gasto dentro de los hogares nucleares en Argentina es, en promedio, pro-niño. Sin embargo, en los hogares con BI la proporción de los recursos promedio asignada a cada niño se reduce al 32%. La diferencia encontrada resulta más evidente al comparar el cociente entre las participaciones de los recursos que reciben los niños respecto de los adultos en cada grupo de hogares, mientras que en BI la asignación a cada niño es 15% mayor a la de los adultos, en BM y en NB asciende a un 39% y 36% mayor respectivamente. Adicionalmente, si consideramos que el consumo de alcohol al igual que otros consumos socialmente no deseables suelen ser sub reportados en las encuestas (Cabral et al., 2021), los valores hallados constituirían una referencia o base mínima que podría ser aún mayor de lo que reflejan los resultados. De esta forma, el consumo intenso de alcohol por parte de los adultos genera un detrimento en el bienestar individual de los niños, en tanto implica una re-distribución de recursos desde los niños hacia los adultos. Esa redistribución afecta no solo el bienestar presente de los menores, en términos de ropa, calzado y recreación, sino que compromete su bienestar futuro y su potencial de desarrollo, en tanto se trate de gastos relacionados con su educación.

El perfil sociodemográfico del hogar se correlaciona de distinta forma con la asignación de recursos intra-hogar, dependiendo del nivel de consumo de alcohol. En este sentido, la edad y el sexo del jefe del hogar, junto al clima educativo del hogar, están significativamente asociadas a la regla de reparto por niño únicamente en los hogares con NB. En estos hogares, los adultos asignan una mayor proporción de recursos a cada niño si el jefe tiene entre 18 y 34 años de edad, si es hombre y si el hogar tiene un clima educativo medio/alto. En contraste, estas variables no están significativamente correlacionadas con los recursos que reciben los niños en el caso de hogares con BI y BM. En todos los hogares que pertenecen el estrato de ingresos alto, en comparación a los del estrato bajo, la regla de reparto por niño es significativamente mayor, con independencia del nivel de consumo de alcohol que exhiban los adultos, aunque dicha correlación es más alta para los hogares con BI. Asimismo, los hogares bi-parentales, con independencia de su consumo de alcohol, asignan una menor porción del gasto total del hogar a cada niño, en comparación a los mono-parentales, confirmando la evidencia previa para Argentina (Echeverría, 2020). Esto se relaciona con el hecho que dos adultos aportan, por lo general,

mayores ingresos al hogar y, aunque la asignación por niño sea menor, los gastos totales son mayores. La localización geográfica está significativamente asociada en el caso de las familias con BM (NB) que habitan en la región Norte (GBA), en la que la regla de reparto por niño es mayor, y estadísticamente significativa, en comparación a hogares que habitan en la región Pampeana, pero menor en el caso de hogares que viven en la región de Cuyo.

El perjuicio que ocasiona el excesivo consumo de alcohol en los hogares ha sido abordado desde múltiples perspectivas sociales, deteriora los vínculos familiares que sostienen las familias y supone una influencia negativa que naturaliza comportamientos sociales. De acuerdo con datos del Ministerio de Salud en Argentina, la edad de inicio en el consumo de alcohol se encuentra entre los 13 y 15 años y ha estado bajando en los últimos años, lo que constituye un fenómeno que se repite en Latinoamérica. Al mismo tiempo, se documenta correlación entre el consumo de alcohol parental y el de hijos adolescentes (García Barba et al., 2018), presencia de comportamientos violentos, ausencia de supervisión y escasez de recursos para satisfacer necesidades básicas en hogares de padres alcohólicos (Florenzano et al., 2016) y sobre el consumo parental de alcohol como factor de riesgo que afecta el desempeño social de los hijos (Paéz-Landeta et al., 2021).

Las evidencias aportadas por nuestra investigación, aunque focalizadas en la menor asignación de recursos que perciben los niños en un entorno de consumo de alcohol por parte de los adultos en el hogar, se suman en la misma dirección que otro tipo de abordajes que evidencian las consecuencias negativas para un desarrollo integral de los menores. Se requieren políticas sociales activas, que refuercen las consecuencias nocivas del consumo excesivo de alcohol sobre la salud y el bienestar de las familias, en particular, y en ausencia de un modelo en el hogar, el rol de las instituciones educativas es fundamental. Los programas de enseñanza deberían incrementar en los niveles de educación inicial y secundario, el tratamiento del tema como adicción en talleres que no solo adviertan sobre las consecuencias, sino que puedan contener a los menores afectados por esta problemática en sus hogares. Queda pendiente para futuras líneas de investigación asociadas, explorar la relación entre el consumo de alcohol de los adultos y la desigualdad y la pobreza infantil medidas sobre la base del bienestar individual (Iglesias y Coelho, 2020; Bargain et al., 2022).

REFERENCIAS

- Alderman, H., Chiappori, P. A., Haddad, L., Hoddinott, J., y Kanbur, R. (1995). Unitary versus collective models of the household: is it time to shift the burden of proof?. *The World Bank Research Observer*, 10(1), 1-19.
- Apps, P. F., y Rees, R. (1988). Taxation and the household. *Journal of Public Economics*, 35(3), 355-369.
- Arias, C., Atella, V., Castagnini, R. y Perali, F. (2004). Estimation of the Sharing Rule between Adults and Children and Related Equivalence Scales within a Collective Consumption Framework. In: Dagum C., y Ferrari, G. (eds) *Household Behaviour, Equivalence Scales, Welfare and Poverty*. Contributions to Statistics. Physica, Heidelberg.
- Arias, C., Chavas, J. P., Menon, M., y Perali, F. (2020). An Extension to Collective Theory: Identification Revisited and the Income Proportionality Property. Department of Economics, University of Verona, Working Paper Series.
- Atella, V., M. Menon, y F. Perali (2004). Estimation of Unit Values in Cross Sections Without Quantity Information, in *Household Welfare and Poverty*, ed. By G. Ferrari, and C. Dagum. Physica Verlag.
- Banks, J., R. Blundell, y A. Lewbel (1997). Quadratic Engel Curves and Consumer Demand. *The Review of Economics and Statistics*, 79(4), 527-39.
- Bargain, O., Donni, O., y Kwenda, P. (2014). Intrahousehold distribution and poverty: Evidence from Côte d'Ivoire. *Journal of Development Economics*, 107, 262-276.
- Bargain, O., Kwenda, P., y Ntuli, M. (2017). Gender bias and the intrahousehold distribution of resources: Evidence from African nuclear households in South Africa. *Journal of African Economies*, 27(2), 201-226.
- Bargain, O., Lacroix, G., y Tiberti, L. (2022). Intrahousehold resource allocation and individual poverty: assessing collective model predictions using direct evidence on sharing. *The Economic Journal*, 132(643), 865-905.
- Bargain, O., y Martinoty, L. (2019). Crisis at home: mancession-induced change in intrahousehold distribution. *Journal of Population Economics*, 32(1), 277-308.
- Barten, A. P. (1964). Family Composition, Prices and Expenditure Patterns, in *Econometric Analysis for National Economic Planning: 16th Symposium of the Colston Society*, ed. by P. Hart, G. Mills, y J. K. Whitaker.
- Belete, G. Y. (2021). Impacts of Social Protection Programmes on Children's Resources and Wellbeing: Evidence from Ethiopia. *Child Indicators Research*, 14(2), 681-712.
- Belete, G. Y., Menon, M., y Perali, F. (2018). Children's Resources and Poverty in Single-Mother and Male-Headed Households: A Collective Consumption Evidence from Ethiopia. Working paper, Department of Economics, University of Verona, Verona.

- Blundell, R. W., y Powell, J. L. (2004). Endogeneity in semiparametric binary response models. *The Review of Economic Studies*, 71(3), 655-679.
- Blundell, R., y Meghir, C. (1987). Bivariate Alternatives to the Tobit Model. *Journal of Econometrics*, 34, 179-200.
- Bourguignon, F. (1999). The cost of children: may the collective approach to household behavior help?. *Journal of Population Economics*, 12(4), 503-521.
- Bourguignon, F., Browning, M., Chiappori, P. A., y Lechene, V. (1993). Intra household allocation of consumption: A model and some evidence from French data. *Annales d'Economie et de Statistique*, 137-156.
- Brick, J. (2004). *Medical Consequences of Alcohol Abuse*. Haworth Press.
- Browning, M., Bourguignon, F., Chiappori, P. A., y Lechene, V. (1994). Income and outcomes: A structural model of intrahousehold allocation. *Journal of Political Economy*, 102(6), 1067-1096.
- Cabral, A. C. G., Gemmell, N., y Alinaghi, N. (2021). Are survey-based self-employment income underreporting estimates biased? New evidence from matched register and survey data. *International Tax and Public Finance*, 28, 284-322.
- Carvalho, A. F., Heilig, M., Perez, A., Probst, C., y Rehm, J. (2019). Alcohol use disorders. *The Lancet*, 394(10200), 781-792.
- Case, A., y Deaton, A. (1998). Large cash transfers to the elderly in South Africa. *The Economic Journal*, 108(450), 1330-1361.
- Chavas, J. P., Menon, M., Pagani, E., y Perali, F. (2018). Collective Household Welfare and Intra-household Inequality. *Theoretical Economics*. 13(2), 667-696.
- Cherchye, L., De Rock, B., y Vermeulen, F. (2012). Economic well-being and poverty among the elderly: an analysis based on a collective consumption model. *European Economic Review*, 56(6), 985-1000.
- Chiappori, P. A. (1988). Rational household labor supply. *Econometrica*, 56(1), 63-90.
- Chiappori, P. A. (1992). Collective labor supply and welfare. *Journal of Political Economy*, 100(3), 437-467.
- Conde, K., y Cremonte, M. (2017). Environmental stressors, socioeconomic factors, and alcohol-related problems among Argentinian college students. *Salud mental*, 40(4), 157-163.
- Dauphin, A., Lahga, E., Fortin, B., y Lacroix, G. (2011). Are Children Decision-Makers within the Household?. *The Economic Journal*, 121(553), 871-903.
- Devries, K. M., Child, J. C., Bacchus, L. J., Mak, J., Falder, G., Graham, K., Watts, C. y Heise, L. (2014). Intimate partner violence victimization and alcohol consumption in women: A systematic review and meta-analysis. *Addiction*, 109(3), 379-391.

- Dunbar, G. R., Lewbel, A., y Pendakur, K. (2013). Children's resources in collective households: identification, estimation, and an application to child poverty in Malawi. *The American Economic Review*, 103(1), 438-471.
- Dunbar, G. R., Lewbel, A., y Pendakur, K. (2019). Identification of random resource shares in collective households without preference similarity restrictions. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1-20.
- Echeverría, L. (2020). Modelos colectivos de consumo y distribución intra-hogar. Teoría y Aplicaciones. Tesis Doctoral. Universidad Nacional de La Plata, Argentina.
- Florenzano, R.; Echeverría, A.; Sieverson, C.; Barr, M. y Fernández M. (2016) Daño a niños y sus familias por el consumo de alcohol: Resultados de una encuesta poblacional. *Revista Chilena de Pediatría*, 87 (3), 162-168.
- García Arancibia, R., (2014). El alcohol en el presupuesto familiar: incidencia del poder adquisitivo y de la composición demográfica de los hogares. *Ecos Econ.* 18 (39), 5-36.
- García Arancibia, R., Depetris de Guiguet, E. Y. N., y Rossini, G. E. (2015). From Occasional Consumption to Alcohol Abuse: Quantifying the Socio-economic Determinants in Argentina. *International Journal of Development Research and Quantitative Techniques*, 5(1-2): Spring & Fall 2015.
- García Barba, M., Giménez García, C., Castro Calvo, J., Nebot García, J. y Ballester Arnal, R. (2018) ¿Existe relación entre el consumo de alcohol de los padres y el de los adolescentes? *International Journal of Developmental and Educational Psychology* . vol 2,1, 229-239
- Harbaugh, W. T., Krause, K., y Liday, S. (2003). Bargaining by children. University of Oregon Economics, Working Paper No. 2002-4.
- Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1), 153-61.
- Hoderlein, S., y Mihaleva, S. (2008). Increasing the Price Variation in a Repeated Cross Section. *Journal of Econometrics*, 147(2): 316-325.
- Iglesias, W. J., y Coelho, A. B. (2020). Poverty and inequality within Brazilian households: an application of a collective consumption model. *Empirical Economics*, 58(4), 1923-1952.
- Kennedy, E., y Peters, P. (1992). Household food security and child nutrition: the interaction of income and gender of household head. *World Development*, 20(8), 1077-1085.
- Lewbel, A. (1985). A Unified Approach to Incorporating Demographic or Other Effects into Demand Systems. *Review of Economic Studies*, 52(1): 1- 18.
- Lewbel, A. (1989). Identification and Estimation of Equivalence Scales under Weak Separability. *Review of Economic Studies*, 56, 311-16.

- Lundberg, S. J., Pollak, R. A., y Wales, T. J. (1997). Do husbands and wives pool their resources? Evidence from the United Kingdom child benefit. *Journal of Human Resources*, 463-480.
- Mangiavacchi, L., Piccoli, L., y Perali, F. (2018). Intrahousehold distribution in migrant-sending families. *Journal of Demographic Economics*, 84(1), 107-148.
- Menon, M. y Perali, F. (2019). Cost of raising children, child poverty and fertility decisions. *Rivista internazionale di scienze sociali*, (3), 225-263.
- Menon, M., Perali, F., y Piccoli, L. (2018). Collective consumption: an application to the passive drinking effect. *Review of Economics of the Household*, 1-27.
- Menon, M., Perali, F., y Tommasi, N. (2017). Estimation of unit values in household expenditure surveys without quantity information. *Stata Journal*, 17(1), 222-239.
- Ministerio de Salud y Desarrollo Social (2019). Alcohol en Argentina. Diagnóstico de situación sobre el consumo de y recomendaciones para la puesta en marcha de políticas sanitarias. Buenos Aires, Argentina.
- Páez-Landeta, Rubén, Riofrio-Mora, Iván, Páez-Llerena, Alejandro, y Llerena-Montes, Gardenia. (2021). Alcoholismo parental como factor de riesgo para el desempeño social en adolescentes. *Horizonte sanitario*, 20(3), 357-367.
- Perali, F. (2003). *The Behavioral and Welfare Analysis of Consumption: The cost of children, equity and poverty in Colombia*. Netherlands: Kluwer Academic Publishers.
- Pizzolito, G. (2007). *Curvas de Engel de Alimentos, Preferencias Heterogéneas y Características Demográficas de los Hogares: Estimaciones para Argentina*. Documento de Trabajo, CEDLAS, 45.
- Pollak, R. A., y Wales, T. J. (1981). Demographic variables in demand analysis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1533-1551.
- Pudney, S. (1989). *Modelling Individual Choice*. Oxford: Basil Blackwell.
- Rivera, A. C., y De Santis, M. (2021). Socioeconomic inequalities in alcohol consumption in Argentina: Comparative analysis from 2009, 2013, and 2018. *Drug and alcohol dependence*, 227, 108942.
- Shonkwiler, J. S., y S. T. Yen (1999). Two-Step Estimation of a Censored System of Equations. *American Journal of Agricultural Economics*, 81, 972-982.
- Terza, J. V., Basu, A., y Rathouz, P. J. (2008). Two-stage residual inclusion estimation: addressing endogeneity in health econometric modeling. *Journal of Health Economics*, 27(3), 531-543.
- Thomas, D. (1994). Like father, like son; like mother, like daughter: Parental resources and child height. *Journal of Human Resources*, 950-988.

- Tommasi, D. (2019). Control of resources, bargaining power and the demand of food: Evidence from PROGRESA. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 161, 265-286.
- Yen, S. T. (1993). Working Wives and Food Away from Home: The Box-Cox Double- Hurdle Model. *American Journal of Agricultural Economics*, 75, 88-95.

APPENDIX

Apéndice A: Derivación Del Sistema De Colectivo De Demanda

Bajo el modelo QUAIDS, la función de utilidad indirecta del k-ésimo individuo es

$$(A.1) \quad V_k(\mathbf{p}_k, \phi_k) = \frac{\ln(\phi_k) - \ln(A(\mathbf{p}_k))}{B_k(\mathbf{p}_k) + C_k(\mathbf{p}_k)(\ln(\phi_k) - \ln(A_k(\mathbf{p}_k)))}$$

donde ϕ_k es el ingreso individual y las funciones $\ln(A_k(\mathbf{p}_k))$, $B_k(\mathbf{p}_k)$ y $C_k(\mathbf{p}_k)$ son agregadores de precios diferenciables y cóncavos, y tienen la siguiente forma funcional

$$(A.2.1) \quad \ln(A_k(\mathbf{p}_k)) = \alpha_{k0} + \sum_i \alpha_{ki} \ln p_{ki} + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{kij} \ln p_{ki} \ln p_{kj}$$

$$(A.2.2) \quad B_k(\mathbf{p}_k) = \prod_i p_{ki}^{\beta_{ki}}$$

$$(A.2.3) \quad C_k(\mathbf{p}_k) = \sum_i \lambda_{ki} \ln p_{ki}$$

Las funciones $\ln(A_k(\mathbf{p}_k))$ y $B_k(\mathbf{p}_k)$ son homogéneas de grado 1 en \mathbf{p}_k , y la función $C_k(\mathbf{p}_k)$ es homogénea de grado 0 en \mathbf{p}_k .

Luego, la participación en el presupuesto del bien i del k-ésimo individuo está dada por

$$(A.3) \quad w_{ki} = \frac{\partial V_k}{\partial \ln(p_{ki})} = \frac{\partial \ln(A_k(\mathbf{p}_k))}{\partial \ln(p_{ki})} + \frac{\partial B_k(\mathbf{p}_k)}{\partial \ln(p_{ki})} (\ln(\phi_k) - \ln(A_k(\mathbf{p}_k))) + \frac{\partial C_k(\mathbf{p}_k)}{\partial \ln(p_{ki})} \frac{(\ln(\phi_k) - \ln(A_k(\mathbf{p}_k)))^2}{B_k(\mathbf{p}_k)}$$

Por lo tanto, las participaciones presupuestarias individuales que resultan del sistema colectivo w_{ki} se pueden agregar para obtener la participación presupuestaria de cada bien i a nivel del hogar como

$$(A.4) \quad w_i = w_{1i} + w_{2i} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \sum_{k=1}^2 \beta_{ki} (\ln(\phi_k) - \ln(A_k(\mathbf{p}_k))) + \sum_{k=1}^2 \frac{\lambda_{ki}}{C_k(\mathbf{p}_k)} (\ln(\phi_k) - \ln(A_k(\mathbf{p}_k)))^2$$

siendo $k = 2$. Este sistema de demanda es muy similar a un sistema de demanda tradicional, excepto por la especificación del término ingreso, que se expresa en niveles individuales, introduciendo la regla de reparto.

Siguiendo a Chavas et al. (2018) y Arias et al. (2004, 2020), la estrategia de identificación de la regla de reparto ϕ_k consiste en la posibilidad de construir un ingreso individual parcialmente observable (y_k) explotando la información disponible sobre los bienes asignables, por ejemplo la ropa y el calzado.¹² Sin embargo, como la información sobre el consumo individual es limitada, se conoce parcialmente con errores de medición. Esta imprecisión se corrige escalando la medida aproximada del ingreso individual del miembro y_k con una función lineal latente $m_k(\mathbf{z})$ à la Barten (1964)¹³, que depende de los factores de distribución \mathbf{z}

$$(A.5) \quad \ln(\phi_k) = \ln y_k + \ln m_k(\mathbf{z})$$

La función $m_k(\mathbf{z})$ puede interpretarse como un factor de corrección que describe las transferencias entre los miembros del hogar, e indica tanto el monto como la dirección de la asignación de recursos. Sea $k = 1$ el grupo de miembros de los adultos, si $m_k(\mathbf{z}) < 1$, entonces los adultos re-asignan gasto hacia los niños. La transferencia intra-hogar entre los miembros debe ser la misma debido a la restricción presupuestaria, tal que $\ln m_1(\mathbf{z}) = -\ln m_2(\mathbf{z})$.

La especificación empírica de $m_k(\mathbf{z})$ es una función Cobb-Douglas, por lo que la especificación logarítmica es lineal en los parámetros, $m_k(\mathbf{z}) = \sum_l \varphi_l \ln z_l$ donde $l = 1, \dots, L$ es la dimensión del vector de distribución de factores \mathbf{z} . En suma, la estrategia permite la identificación de los parámetros de la función m_k y, por consiguiente, de la regla de reparto de los recursos del hogar dentro de una familia que toma decisiones Pareto eficientes.

Adicionalmente, el sistema incorpora la heterogeneidad observada mediante el uso de una tecnología de traslado $t_i(\mathbf{d})$ de la recta presupuestaria, que modifica el sistema de demanda especificado en la Ec. (A.4), de modo que las características demográficas interactúan de manera aditiva con el ingreso (Pollak y Wales, 1981; Lewbel, 1985; Perali, 2003). Esta especificación demográfica modela las características de los hogares como si fueran costos fijos que deflactan los ingresos. Por lo tanto, la ecuación de participación presupuestaria modificada demográficamente está dada por

¹² Al construir esta medida de ingreso individual parcialmente observable, se asume que los gastos de los bienes que no son asignables se distribuyen equitativamente en los miembros del hogar.

¹³ Notar que no se escala el gasto total del hogar en tanto sólo capturaría las diferencias demográficas entre los hogares pero sin identificar la distribución de recursos entre los miembros de la familia, ya que los gastos totales del hogar no brindan información sobre el proceso de distribución (Arias et al., 2020).

$$\begin{aligned}
 w_i = \alpha_i + t_i(\mathbf{d}) + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \sum_{k=1}^2 \beta_{ki} \left(\ln(\phi_k^*) - \ln(A_k(\mathbf{p}_k)) \right) \\
 + \sum_{k=1}^2 \frac{\lambda_{ki}}{C_k(\mathbf{p}_k)} \left(\ln(\phi_k^*) - \ln(A_k(\mathbf{p}_k)) \right)^2
 \end{aligned}
 \tag{A.6}$$

donde $t_i(\mathbf{d})$ son las funciones demográficas de traslado especificadas como $t_i(\mathbf{d}) = \sum_r \tau_{ir} \ln d_r$ donde $r = 1, \dots, R$ es la dimensión del vector de variables demográficas \mathbf{d} . Entonces, $\ln(\phi_k^*)$ es el logaritmo del ingreso individual modificado demográficamente

$$\ln(\phi_k^*) = \ln(\phi_k) - \sum_i t_i(\mathbf{d}) \ln p_i
 \tag{A.7}$$

Para imponer las propiedades de regularidad del sistema de demanda (aditividad, homogeneidad lineal en precios y la simetría de Slutsky), los parámetros de las ecuaciones de participación presupuestaria se restringen de la siguiente manera¹⁴

$$\begin{aligned}
 \sum_i \alpha_i = 1; \sum_i \beta_i = 0; \sum_i \lambda_i = 0; \sum_i \gamma_{ij} = 0; \sum_j \gamma_{ij} = 0; \gamma_{ij} \\
 = \gamma_{ji}; \sum_i \tau_{ir} = 0
 \end{aligned}
 \tag{A.8}$$

¹⁴ La última restricción sobre los parámetros demográficos asegura que la función de costos modificada mantenga la propiedad de homogeneidad (Perali, 2003).

Apéndice B: Estrategia Pre-Estimación Del Sistema De Colectivo De Demanda

En este Apéndice se describen los enfoques metodológicos adoptados para computar los precios de las categorías de gasto del sistema de demanda, para corregir la censura presente en la información de gasto en ropa y la infrecuencia de compra de los gastos que conforman las categorías del sistema y para corregir la potencial endogeneidad del gasto total.

Pseudo Precios Implícitos. Puesto que los datos de la ENGH no registran información de precios, adoptamos la metodología de construcción de pseudo precios unitarios del hogar¹⁵ de acuerdo con el método teórico desarrollado por Lewbel (1989) y aplicado en Atella et al. (2004), Hoderlein y Mihaleva (2008) y Menon et al. (2018).¹⁶ El procedimiento se basa en dos supuestos principales; una función de utilidad homotéticamente separable y sub-utilidades Cobb-Douglas. La técnica captura la variabilidad espacial y de calidad típica de los precios unitarios asociados con las características socio-económicas del hogar, utilizando la variabilidad de las participaciones presupuestarias de conjuntos de bienes desagregados. Luego, esta variabilidad se agrega a los índices de precios publicados oficialmente para construir valores unitarios nominales.

En el caso de los datos de la ENGH, es posible construir precios implícitos de alimentos en tanto las unidades de medida de los sub-grupos son homogéneas o fácilmente agrupables. En este sentido, un resultado reconfortante, es que el pseudo precio unitario calculado para los alimentos replica con éxito la distribución del valor unitario.

Infrecuencia de Compra en Ropa. La ropa y el calzado (para adultos y niños) son los componentes más importantes del gasto asignable que configura la estrategia de identificación. Por lo tanto, la censura presente en el gasto en ropa y calzado requiere una corrección, ya que si se descartaran las observaciones con gasto cero se perdería información valiosa y se introduciría un sesgo en las estimaciones y el análisis de distribución intra-hogar. Se implementa el modelo Tobit bivariado siguiendo el enfoque de Blundell y Meghir (1987) para la ropa y el calzado de adultos y niños, con el objetivo de suavizar las distribuciones de estos gastos. Los gastos nulos en la vestimenta se describen mediante un proceso de infrecuencia de compras de bienes semi-durables sin soluciones de

¹⁵ Si bien la encuesta releva información de las cantidades consumidas a nivel desagregado, la construcción de precios implícitos del hogar se dificulta en tanto los artículos que componen cada categoría de gasto tienen unidades de medida muy diferentes. Atella et al. (2004) comparan los precios unitarios con los pseudo precios unitarios y muestran que en la mayoría de los casos los pseudo precios unitarios mantienen las características de la distribución de los valores unitarios. También concluyen que los pseudo precios son mejores que los índices de precios agregados para los análisis de demanda y bienestar.

¹⁶ Los pseudo precios implícitos pueden ser computacionalmente construidos siguiendo a Menon et al. (2017).

esquina. El modelo es bivariado porque la función logarítmica de verosimilitud que proponen los autores modela dos procesos separados: uno que determina el comportamiento discreto cero-uno mediante un modelo probabilístico y otro que determina las observaciones continuas aplicando un modelo Tobit.

Selectividad por Gastos Ceros en las Categorías del Sistema. La proporción de hogares con gastos cero para las categorías de transporte y comunicaciones, recreación y educación, y otros gastos están censurados en una magnitud no despreciable, generando un problema de selectividad (ver Tabla C1 del Apéndice C). La censura puede deberse a la poca frecuencia de compra relacionada con la duración relativamente corta del período de recordación de la encuesta, a las preferencias de los consumidores o a que los hogares deciden deliberadamente no consumir bienes particulares dados los precios que enfrentan y las restricciones de ingresos (Pudney, 1989). Para abordar este problema, se emplea una generalización del estimador en dos etapas de Heckman (1979) propuesto por Shonkwiler y Yen (1999) para sistemas de ecuaciones censurados. En la primera etapa del método, se estima la probabilidad de consumo de cada hogar a partir de un modelo Probit para cada categoría de gasto, tal de recuperar la función acumulada y de densidad de la distribución normal estándar. En la segunda etapa, se incorpora la función acumulada y de densidad al sistema de demanda.

Endogeneidad del Gasto Total. El gasto total puede ser endógeno si los shocks de preferencias que determinan el gasto total están correlacionados con los shocks de preferencias no observados de un componente particular del sistema, o si los errores de medición (o de recordación) en las participaciones presupuestarias están correlacionados con errores de medición (o de recordación) en el total gasto. Para corregir esto, implementamos el enfoque de función de control propuesto por Blundell y Powell (2004), ya que en los modelos no lineales el uso de la predicción de la primera etapa en lugar de la variable endógena puede generar estimadores sesgados e inconsistentes (Terza et al., 2008). El enfoque consiste en un procedimiento de dos etapas. En la primera etapa, se estima una regresión lineal de la variable endógena sobre todas las variables del sistema de demanda y el instrumento. El instrumento utilizado es el logaritmo del ingreso total del hogar (y su cuadrado), siguiendo la tradición de las estimaciones de demanda (e.g. Cherchye et al., 2012; Tommasi, 2019). En la Tabla C2 del Apéndice C se reportan los resultados de esta etapa. En la segunda etapa, se estima el sistema de demanda aumentado por los residuos predichos de la primera etapa. En la Tabla C3 del Apéndice C se reportan los parámetros del sistema de demanda asociados a dichos residuos. La significatividad conjunta de estos parámetros indica que el gasto total es endógeno.

Apéndice C: Tablas Adicionales

TABLEA C1
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS VARIABLES DEL SISTEMA DE DEMANDA,
POR TIPO DE HOGAR

	Familias bi-parentales			Familias mono-parentales		
	Media	D.S.	% ceros	Media	D.S.	% ceros
VARIABLES DEMOGRÁFICAS						
número de niños en el hogar	1,66	0,71		1,43	0,68	
1 si el hogar vive en GBA	0,38	-		0,41	-	
1 si el hogar vive en la región Norte	0,15	-		0,19	-	
1 si el hogar vive en la región Patagonia	0,07	-		0,09	-	
1 si el hogar es dueño de la casa	0,50	-		0,40	-	
1 si el hogar es dueño de al menos 1 auto	0,59	-		0,22	-	
1 si el jefe tiene entre 35 y 64	0,46	-		0,45	-	
1 si el jefe tiene educ. secundaria (completa o no)	0,54	-		0,41	-	
1 si el jefe tiene educ. primaria (completa o no)	0,33	-		0,49	-	
miembros que trabajan respecto al tamaño del hogar	0,50	0,15		0,44	0,10	
Regla de Reparto						
años de educ. del padre - años de educ. de la madre	-2,15	4,29		-	-	
edad del padre - edad de la madre	0,95	3,29		-	-	
1 si todos los menores son mujeres	0,33	-		0,40	-	
Participaciones del Sistema de Demanda						
alimentos y bebidas	0,33	0,15	0	0,29	0,15	0
ropa y calzado	0,07	0,03	0	0,09	0,04	0
hogar y mantenimiento	0,21	0,13	0,2	0,28	0,16	0,5
transporte y comunicaciones	0,18	0,12	3,1	0,13	0,10	7,6
recreación y educación	0,12	0,10	7,7	0,12	0,11	9,4
otros	0,10	0,08	7,6	0,09	0,09	11,6
Pseudo Precios (en log)						
alimentos y bebidas	4,49	0,26		4,04	0,21	
ropa y calzado	3,05	0,14		2,79	0,22	
hogar y mantenimiento	3,84	0,33		3,73	0,30	
transporte y comunicaciones	3,92	0,31		3,03	0,24	
recreación y educación	3,88	0,44		3,29	0,33	
otros	3,32	0,37		2,89	0,40	
Número de observaciones	2.036			368		
Número de observaciones ponderadas	1.357.532			168.537		

TABLA C2
PRIMERA ETAPA DE LA ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE CONTROL

	Familias bi-parentales	Familias mono-parentales
ingreso total (en log)	-0,589 (0,377)	-1,68** (0,659)
ingreso total al cuadrado (en log)	0,051*** (0,018)	0,115*** (0,036)
estadístico F de significancia conjunta		
del ingreso total (en log) [valor-p]	346,90 [0,000]***	41,46 [0,000]***
controles socio-demográficos	Sí	Sí
factores de distribución	Sí	Sí
precios (en log)	Sí	Sí
F	82,31	21,56
R cuadrado	0,565	0,563
número de hogares	2.036	368
número de hogares ponderado	1.357.532	168.537

Nota: Variable instrumental: logaritmo del ingreso total del hogar y su cuadrado. Variable instrumentada: logaritmo del gasto total del hogar. Las regresiones incluyen como controles todas las variables del sistema de demanda (variables socio-demográficas, factores de distribución y precios). Errores estándar robustos entre paréntesis. Se han aplicado los pesos de la encuesta. ** p < 0,05, *** p < 0,01.

TABLA C3
 PARÁMETROS ESTIMADOS DEL SISTEMA COLECTIVO DE DEMANDA QUAIDS

Parámetros	alim. y bebidas		ropa y calzado		hogar y mantenim.		transporte y com.		recreación y educ.		otros	
	Bi-P.	Mono-P.	Bi-P.	Mono-P.	Bi-P.	Mono-P.	Bi-P.	Mono-P.	Bi-P.	Mono-P.	Bi-P.	Mono-P.
α_i	0,722*** (0,085)	0,706*** (0,185)	0,222*** (0,019)	0,526*** (0,059)	0,018 (0,093)	-0,577*** (0,220)	-0,059 (0,069)	0,584* (0,307)	0,165* (0,088)	-0,164 (0,197)	0,030 (0,109)	-0,075 (0,170)
γ_{1j}	-0,100*** (0,021)	-0,089 (0,054)	-0,018*** (0,004)	-0,035* (0,018)	0,034** (0,014)	0,098** (0,048)	0,038*** (0,014)	0,045 (0,051)	0,041*** (0,013)	0,064* (0,036)	0,004 (0,011)	-0,035*** (0,041)
γ_{2j}	-	-	0,047*** (0,006)	0,017 (0,020)	0,002 (0,0043)	0,087*** (0,024)	-0,015*** (0,004)	-0,056** (0,023)	-0,011*** (0,004)	0,008 (0,021)	-0,005 (0,004)	-0,023 (0,017)
γ_{3j}	-	-	-	-	-0,125*** (0,015)	-0,251*** (0,093)	0,050*** (0,013)	0,041 (0,058)	0,030*** (0,011)	-0,011 (0,041)	0,008 (0,011)	0,034 (0,046)
γ_{4j}	-	-	-	-	-	-	-0,130*** (0,019)	-0,027 (0,107)	0,033*** (0,011)	-0,057 (0,039)	0,023** (0,012)	0,053 (0,067)
γ_{5j}	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,099*** (0,016)	-0,019 (0,053)	0,005 (0,013)	0,015 (0,030)
γ_{6j}	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,037** (0,013)	0,004 (0,004)

β_{1i}	0,011 (0,0309)	-0,034 (0,020)	-0,005 (0,008)	-0,001 (0,003)	0,056* (0,032)	-0,008 (0,015)	-0,010** (0,029)	0,042 (0,032)	-0,103*** (0,029)	0,032** (0,014)	0,051* (0,028)	(0,015)	(0,048)
β_{2i}	-0,056* (0,029)	-0,010 (0,008)	-0,026*** (0,008)	0,015*** (0,003)	0,056** (0,028)	-0,029*** (0,010)	0,066*** (0,022)	0,004 (0,010)	-0,023 (0,021)	0,003 (0,0508)	-0,017* (0,024)	0,018* (0,009)	
λ_{1i}^1	-0,014*** (0,004)	-0,036 (0,020)	-0,002 (0,001)	-0,001 (0,003)	-0,002 (0,004)	-0,008 (0,015)	0,007 (0,004)	0,042 (0,031)	0,016*** (0,004)	0,031** (0,015)	-0,005 (0,004)	-0,031* (0,016)	
λ_{1i}^2	-0,007* (0,004)	-0,010 (0,008)	0,002 (0,001)	0,016*** (0,004)	-0,005 (0,004)	-0,030*** (0,010)	-0,008** (0,003)	0,004 (0,010)	0,013*** (0,003)	0,002 (0,008)	0,005 (0,003)	0,018* (0,009)	
η_i	-	-	-	-	-	-	-	-0,009 (0,068)	-0,026 (0,034)	0,117 (0,093)	-	-	
ζ_i	0,063*** (0,015)	0,089*** (0,032)	-0,005** (0,003)	-0,011** (0,0105)	-0,005*** (0,014)	-0,094*** (0,026)	-0,032*** (0,012)	0,009 (0,021)	0,003 (0,011)	0,006 (0,024)	0,025** (0,013)	-0,001 (0,023)	

Nota: Parámetros principales del sistema colectivo de demanda QUAIDS, especificado en la Ec. (6). Los parámetros de la regla de reparto son estimados conjuntamente con el sistema (reportados en la Tabla C4). Todas las estimaciones incluyen controles socio-demográficos a nivel del hogar. La corrección por infrecuencia de compra es realizada para las categorías del sistema que tienen más del 5% de las observaciones con cero gastos. El gasto total es instrumentado con el ingreso total del hogar. El sistema es estimado para cada tipo de hogar (bi-parentales y mono-parentales) por separado. Errores estándar entre paréntesis. Bi-P.: hogares bi-parentales. Mono-P.: hogares mono-parentales. Se han aplicado los pesos de la encuesta. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

TABLA C4
PARÁMETROS ESTIMADOS DE LA REGLA DE REPARTO

	Familias bi-parentales	Familias mono-parentales
diferencia de años de educación (padre - madre)	-0,025*** (0,009)	-
diferencia de edad (padre - madre)	-0,013 (0,012)	-
1 si todos los menores son mujeres	-0,259*** (0,084)	-0,199** (0,101)
número de hogares	2.036	368
número de hogares ponderado	1.357.532	168.537

Nota: Los parámetros de la regla de reparto son estimados en conjunto con el sistema colectivo QUAIDS, como especifica la Ec. (6). Los restantes parámetros del sistema son reportados en la Tabla C3. El sistema es estimado para cada tipo de hogar (bi-parentales y mono-parentales) por separado. Errores estándar entre paréntesis. Se han aplicado los pesos de la encuesta. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.