



FACULTAD DE  
CIENCIAS ECONÓMICAS  
Y DE ADMINISTRACIÓN

**IECON** INSTITUTO  
DE ECONOMÍA



UNIVERSIDAD  
DE LA REPÚBLICA  
URUGUAY

Estimación de las curvas de Engel para el  
gasto de los hogares uruguayos. Una  
comparación de las encuestas de gasto de los  
hogares entre 2005/06 y 2016/17.

---

Victoria González

**INSTITUTO DE ECONOMÍA**

Serie Documentos de Investigación Estudiantil

Mayo, 2021

DIE02/2021

ISSN: 2301-1963

(en línea)

Este documento se realiza en el marco de la Tesis de Maestría en Economía. Agradezco a Andrea Vigorito, tutora del proyecto por sus valiosos comentarios y sugerencias.

Forma de citación sugerida para este documento: González, V. (2021). “Estimación de curvas de Engel para el gasto de los hogares uruguayos. Una comparación de las encuestas de gasto de los hogares entre 2005/06 y 2016/17”. Serie Documentos de investigación estudiantil, DIE 02/2021. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

# Estimación de curvas de Engel para el gasto de los hogares uruguayos. Una comparación de las encuestas de gasto de los hogares entre 2005/06 y 2016/17

Victoria González \*

## Resumen

En este trabajo se estudian la estructura y las elasticidades del gasto en bienes alimenticios y no alimenticios para Uruguay en base a las Encuestas de Gastos e Ingresos de los Hogares del INE para los años 2005-2006 y 2016-2017. Para esto, se estiman curvas de Engel para el conjunto de los hogares y por quintiles de ingreso. Dependiendo del nivel de censura se estima por MCO o Tobit, así como se corrige el gasto por endogeneidad a partir de método de variables instrumentales. Se encuentra que la proporción del gasto destinada a alimentos responde a la Ley de Engel entre hogares y en el tiempo; mientras que los bienes no alimenticios se comportan como bienes suntuarios, con excepción del gasto en Vivienda. Asimismo, los rubros Salud y Comunicaciones que eran suntuarios en 2005-2006, diez años después pasaron a ser necesarios. Por último, se observan diferencias estadísticamente significativas en las elasticidades del gasto por estrato de ingreso y a lo largo del tiempo.

Palabras clave: Ley de Engel; curvas de Engel; elasticidades del gasto; datos censurados; endogeneidad; Uruguay.

Código JEL: C21, C34, D12.

(\*) Universidad de la República, Uruguay, correo electrónico: vitogo6@gmail.com.

## Abstract

This research assesses the structure of household expenditure in Uruguay and estimates expenditure elasticities for food and non-food goods, based on the official Household Income and Expenditure Surveys for the years 2005-2006 and 2016-2017. Engel curves are estimated for all households and by income quintiles using instrumental variable methods to correct for potential endogeneity in household expenditure. For the different groups of goods considered, OLS or Tobit models are estimated, depending on the degree of censoring. The proportion of spending allocated in food expenditure is consistent with Engel's Law between households and over time. Except for Housing, non-food items behave like luxury goods. Health and Communications were luxury goods in 2005-2006, whereas ten years later became necessity goods. Besides, statistically significant differences are observed in expenditure elasticities by income stratum and over time.

Keywords: Engel's Law; Engel curves; expenditure elasticities; censored data; endogeneity; Uruguay.

JEL Classification: C21, C34, D12.

## **1. Introducción**

Dentro de la literatura económica existe un amplio consenso con respecto a que el consumo es una variable fundamental para aproximarse al bienestar de la población. Por ejemplo, Deaton y Zaidi (2002) reconocen que, si bien no es la única dimensión a tener en cuenta, el consumo es un componente central del nivel de vida. Asimismo, hay una discusión abierta sobre las ventajas y desventajas de utilizar el ingreso o el consumo como indicadores de bienestar y de desigualdad (Atkinson y Brandolini, 2001). Uno de los argumentos a favor de la utilización del consumo como proxy del bienestar de los hogares consiste en que su carácter más permanente da cuenta del acceso efectivo a bienes y servicios (Deaton y Zaidi, 2002; Deaton, 1997), ya que el ingreso es más susceptible a las fluctuaciones temporales debido a eventos transitorios, como pueden ser el desempleo o cambios en la composición familiar (Meyer y Sullivan, 2003).

A pesar de que el consumo presenta algunas ventajas respecto al ingreso para capturar el bienestar de los hogares, su utilización no está exenta de problemas que han sido abordados desde diversos enfoques y disciplinas. En el plano de la filosofía, Cortina (2002) plantea la existencia de una oposición entre consumo y libertad, ya que las elecciones de consumo se encuentran blindadas a la fuerza de la publicidad, los grupos de referencia o los medios de comunicación. En esta línea, la autora sostiene que la ética del consumo parte de la presunción de que los bienes de consumo deben de estar al servicio de la libertad de las personas. De forma análoga, Sen (1999) ha postulado las libertades como espacio evaluativo del desarrollo, donde la libertad es la capacidad radical de los seres humanos y el acceso a bienes y servicios no necesariamente asegura su conversión efectiva en logros.

Para el caso de Uruguay, en los últimos 15 años, el ingreso real medio de los hogares experimentó fuertes aumentos y una caída en la desigualdad que se expresó con una caída notoria del índice de Gini, el cual descendió de 45,6 a 38 entre 2005 y 2017 (según los datos de las Encuestas Continuas de Hogares del Instituto Nacional de Estadística). Si bien existen varios trabajos que documentan esta evolución (CEPAL, 2014), hasta el momento no se ha estudiado en qué medida estos cambios afectaron los niveles, evolución y desigualdad en el consumo. La reciente publicación de los datos de la Encuesta Nacional de Gastos e Ingreso de los Hogares (ENGIH) permite abordar algunos de estos aspectos.

Adicionalmente, los niveles de gasto de los hogares se asocian también a distintas estructuras de consumo. A partir del trabajo de Ernst Engel (1857), se obtiene como hecho estilizado que la parte del gasto dedicada al consumo de alimentos disminuye a medida que aumenta el ingreso, por lo que cuanto más pobre sea un hogar, mayor la proporción del gasto que deberá destinar a la provisión de alimentos (Deaton, 1997). En este sentido, un aspecto destacable de la estructura del gasto para los países de América Latina consiste en la alta participación del consumo de alimentos, que en promedio

ronda el 32%. Esta proporción alcanza su mínimo en Brasil y su máximo en Nicaragua - 16% y 51% respectivamente - mientras que en Uruguay es del 20% (CEPAL, 2014).

A la vez, mediante las curvas de Engel es posible vincular para un determinado nivel de precios, los niveles de ingreso o gasto de los individuos con el gasto en determinados bienes y servicios. De esta forma, a través de dichas curvas es posible realizar estimaciones de la elasticidad ingreso o gasto de los diferentes bienes y servicios de la economía. Según los valores de la elasticidad los bienes se clasificarán en normales, suntuarios o inferiores. Incluso, determinados bienes o servicios pueden ser de lujo para hogares con cierto poder adquisitivo, y al mismo tiempo ser un bien necesario o inferior para hogares pertenecientes a otra categoría según ingresos (García, 2013).

Las curvas de Engel han sido de amplia difusión y se han extendido a partir de los trabajos de Deaton (1997) y Deaton y Muellbauer (1980) a nivel internacional y en menor medida en los países de la región (Menezes et. at. (2008); Rossini *et al.*(2008); García *et al.*(2011)). Sin embargo, para Uruguay existe muy poca evidencia reciente sobre los niveles y estructuras del consumo de los hogares y las diferentes trayectorias de consumo en los distintos estratos socioeconómicos (Rius y Román, 2015).

En Uruguay, la ENGIH 2005-2006 ha sido muy poco explotada, por lo que los antecedentes más cercanos a este trabajo son anteriores al 2000. Menos aún con la ENGIH 2016-2017, cuyos microdatos están disponibles desde febrero del 2020. Por lo cual, este estudio pretende incursionar sobre esta última encuesta y realizar un análisis comparativo de ambas encuestas en un contexto de crecimiento de los ingresos y de disminución de la desigualdad.

A tales efectos, el presente trabajo se propone aportar evidencia para Uruguay sobre los niveles y cambios en las estructuras de consumo de los hogares entre 2005-2006 y 2016-2017, y en su desigualdad según estrato de ingreso. Asimismo, considerando que, en el lapso transcurrido entre las dos encuestas el ingreso de los hogares experimentó un crecimiento generalizado, este trabajo analiza si se verificaron cambios en las elasticidades ingreso para los distintos grupos de bienes y servicios y sus diferencias según su ubicación en la distribución del ingreso.

Para esto se estiman curvas de Engel para ambos períodos, ya que constituyen un insumo importante para entender los cambios en las pautas de consumo en un período de crecimiento económico y redistribución de ingresos. El análisis de las elasticidades de los grupos de bienes y servicios seleccionados se realiza mediante la estimación paramétrica de curvas de Engel. Los métodos empleados para estimar estas ecuaciones fueron Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y Tobit, dependiendo del grado de censura de la variable dependiente. Además de contemplar el problema de la censura, se corrige la endogeneidad del gasto total del consumo con estimaciones mediante variables instrumentales.

Adicionalmente, los grupos de bienes que se estudian comienzan por diferenciar entre gasto alimenticio y no alimenticio y luego el gasto no alimenticio se divide en Vestimenta, Vivienda, Muebles, Salud, Transporte, Comunicación y un resto. Asimismo, se estiman curvas de Engel para bienes específicos que resultan de interés por haber sufrido cambios significativos en el período de estudio. Además, se realizan estimaciones por quintiles de ingreso a los efectos de observar pautas de consumo y evoluciones distintas entre los diferentes estratos socioeconómicos.

Los principales resultados de este trabajo se pueden dividir en tres grupos. En primer lugar, se presenta evidencia sobre el cumplimiento de la Ley de Engel entre niveles socioeconómicos y en el tiempo. Así, el peso de los alimentos en la estructura de gasto desciende del 24,6% a 20% entre ambas encuestas. En segundo lugar, en el resto de los rubros, solo la Vivienda es un bien necesario. Asimismo, todos los grupos presentan un aumento en la elasticidad ingreso en el tiempo, con la excepción de Salud y Comunicaciones, llegando estos últimos incluso a comportarse como bienes necesarios para los hogares más ricos. En tercer lugar, del estudio de bienes específicos se desprende la importante penetración de la telefonía celular en el tiempo, que la vuelve un bien necesario. Adicionalmente, se observa una caída sustancial en la elasticidad de los bienes duraderos y un comportamiento muy heterogéneo del gasto del transporte privado por estrato de ingresos.

Este trabajo se organiza de la siguiente manera: en la Sección 2 se presenta el marco teórico, mientras que en la Sección 3 se desarrollan los antecedentes internacionales y nacionales. En la Sección 4 se establece la estrategia de análisis, que incluye tanto los métodos de análisis, como una descripción de las fuentes de información. Luego, en la Sección 5, se presentan los principales resultados. Finalmente, en la sección 6 se presentan algunos comentarios finales.

## 2. Marco Teórico

A mediados del siglo XIX, Engel (1857) a partir de encuestas de hogares de familias de clase trabajadora en Bélgica observó que la proporción del ingreso empleado en alimentos disminuye cuando aumenta el ingreso. Esta relación entre el gasto en alimentos y los ingresos se dio a conocer más adelante como Ley de Engel. Esta regularidad empírica puede plantearse en términos más generales mediante una función o curva de Engel que describe la relación entre el gasto de un consumidor en algún bien o servicio particular y su ingreso, manteniendo los precios fijos (Lewbel y College, 2006). Esta relación decreciente entre ingreso y gasto en alimentos es extensible a variaciones de los ingresos a través del tiempo, así como entre hogares.

En la teoría neoclásica, los problemas de elección que afrontan los consumidores se resumen en un problema de maximización de las preferencias sujetas a una restricción presupuestal. De esta forma:

$$\text{máx } U = U(q) \quad \text{sujeto a: } pq \leq y$$

donde  $q$  son las cantidades;  $p$  los precios y  $y$  es el ingreso o el gasto total. De la resolución de este problema de maximización se obtienen las funciones de demanda, las cuales establecen que la cantidad demandada de un bien o servicio dependa del nivel de ingresos del individuo y de los precios.

Sin embargo, dejando los precios constantes para un período de tiempo dado, se obtiene la curva de Engel, donde la demanda de bienes depende únicamente del ingreso. Por lo tanto, las curvas de Engel permiten analizar cómo varía la demanda de un bien ante cambios en el ingreso, dado un nivel de precios (Deaton y Muellbauer, 1980a). Pueden representarse mediante la siguiente función:

$$m_i = g_i(y, z)$$

donde  $m_i$  es el gasto destinado al bien  $i$ ;  $y$  es el ingreso o el gasto total y  $z$  es un vector que contiene otras variables que explican el gasto en consumo. Por lo general, se considera que  $y$  es el gasto total, para separar el problema de asignar el consumo total a varios bienes de la decisión de cuánto ahorrar.

Como se mencionó anteriormente existen otras variables que explican el gasto. Desde la teoría se sostiene que la incorporación de variables demográficas y de composición y tamaño del hogar que aluden a las necesidades y economías de escala son sustanciales para explicar diferentes patrones de gasto de consumo (Deaton, 1997; Deaton y Muellbauer, 1980a). Por otro lado, se presentan otros motivos que también inciden en las decisiones de consumo y que refieren al posicionamiento relativo y las interacciones sociales. En los últimos años, trabajos como los de Frank (1985) y Frank (2005) se han interesado por los modelos económicos en los que la utilidad individual depende no solo del consumo absoluto, sino también del consumo relativo. Estos trabajos han demostrado que la incorporación de variables que refieren a la posición relativa contribuye a explicar el gasto de consumo de bienes visibles.

El análisis de las curvas de Engel como herramienta para el estudio de las preferencias y de la asignación de los presupuestos familiares, se inició con trabajos puramente descriptivos y ha evolucionado considerablemente con la aplicación de nuevas técnicas econométricas. Dentro de estas últimas se han empleado métodos paramétricos y no paramétricos para la estimación de las curvas de Engel. Entre los métodos paramétricos, existe una amplia discusión acerca de la elección de cuál es la mejor forma funcional para la estimación de la curva de Engel.

Dentro de las especificaciones más comúnmente empleadas se tiene la Doble Logarítmica (DL) y la Working-Leser (W-L), que en la sección de Metodología se abordan con mayor detalle. En lo que respecta a la primera, Prais y Houthaker (1955), determinaron que la forma DL describe mejor la demanda de bienes de lujo. Leser (1963) confirma esto último y además asegura que no presenta el problema de la linealidad, pues es válido para todos los niveles de gasto. La ventaja de dicha especificación se basa en que se obtiene el valor del coeficiente de elasticidad sin necesidad de utilizar algún valor del recorrido de las variables dependiente o independiente. Sin embargo, presenta la desventaja de no satisfacer la restricción presupuestal (Deaton y Muellbauer, 1980).

A efectos de solucionar el problema de no satisfacer la restricción presupuestal, Working (1943) y Leser (1963), proponen la siguiente especificación, donde el gasto se expresa como una proporción del presupuesto total:

$$w_i = h_i[\log(y), z]$$

donde  $w_i$  es la fracción de  $y$  que se gasta en bien  $i$ .

Tradicionalmente, la mayoría de los estudios sobre consumo utilizaban la esta especificación que se dio a conocer como Working-Leser (W-L) en la cual las participaciones de los bienes en el gasto se asumían como funciones lineales del gasto total expresado en términos logarítmicos:

$$w_i = \alpha_i + \beta_i \ln(y)$$

Donde  $\alpha_i$  y  $\beta_i$  son los parámetros para estimar; y además requiere que se cumpla:  $\sum w_i = 1$ , que se satisface siempre que se cumpla:  $\sum \alpha_i = 1$  y  $\sum \beta_i = 0$ .

Sin embargo, una descripción completa del comportamiento del consumidor para el análisis del bienestar requiere una especificación de la curva de Engel que incluya los efectos relativos de los precios y que sea consistente con la maximización de la utilidad. En este sentido, una de las contribuciones de Deaton y Muellbauer (1980.a) fue colocar la especificación W-L dentro de la teoría del consumidor en un sistema de ecuaciones que se dio a conocer como Sistema de Demanda Casi Ideal (AIDS por su sigla en inglés). Este sistema de demanda satisface los axiomas de elección, permite la agregación entre consumidores, posee una forma funcional que es consistente con los datos de

presupuesto familiar, es simple de estimar; y puede usarse para probar las restricciones de homogeneidad y simetría a través de restricciones lineales en parámetros fijos Deaton y Muellbauer (1980.a). La especificación de demanda del AIDS es la siguiente:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln(p_j) + \beta_i \ln\left(\frac{y}{P}\right) \quad (1)$$

Donde  $w_i$  es la proporción del gasto total destinada al bien  $i$ ,  $\gamma_{ij}$  muestra cómo los cambios en los precios relativos afectan al gasto total,  $p$  es el vector de precios,  $y$  es el gasto total y  $P$  es el índice de precios definido como:

$$\ln P = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j.$$

Las restricciones a los parámetros del sistema AIDS son:

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \quad \sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad \gamma_{ij} = \gamma_{ji}$$

Si se cumplen estas restricciones, (1) representa un sistema de ecuaciones de demanda que cumple con la propiedad de aditividad, es homogénea de grado cero en precios y en gasto total y satisface la simetría de Slutsky. Es decir, el AIDS cumple con las propiedades establecidas para las funciones de demanda teóricas (Deaton y Muellbauer, 1980.a).

De lo anterior se desprende que la especificación AIDS desarrollada por Deaton y Muellbauer (1980.a) es igual a las funciones de demanda desarrollada por Working (1943) y Leser (1963) cuando los coeficientes ( $\gamma_{ij}$ ) que acompañan al vector de precios son iguales a cero; que es lo que ocurre en los estudios de corte transversal en donde se supone que los precios son constantes.

Trabajos más recientes como el de Banks *et al.* (1997) encuentran evidencia de relaciones no lineales en las ecuaciones de participación para los distintos bienes en el gasto total y fundamentan la necesidad de incluir un término no lineal en el logaritmo del ingreso o gasto en las ecuaciones de demanda. Esto se retoma en la sección metodológica.

El modelo QUAIDS es una extensión del modelo lineal AIDS de Deaton y Muellbauer (1980.a) pero a diferencia de éste y en virtud de incluir una expresión cuadrática para la variable ingreso, es compatible con la existencia de bienes que se comportan como bienes de lujo a determinados niveles de ingreso y como bienes necesarios a niveles superiores de ingreso.

A partir de la estimación del parámetro  $\beta$  que acompaña al coeficiente del gasto total en cualquiera de los modelos planteados, se tiene que si  $\beta_i > 0$ , se trata de un bien de lujo o suntuario; el hogar destina una mayor proporción de su presupuesto en el bien  $i$  ante incrementos adicionales del ingreso o gasto; mientras que si  $\beta_i < 0$  se trata de bienes necesarios o inferiores (Deaton y Muellbauer, 1980.a). Si se

destina una menor proporción del presupuesto ante incrementos del poder adquisitivo, se trata de un bien necesario y si la participación cae en mayor proporción al aumento del ingreso, entonces se trata de un bien inferior (García, 2013).

Asimismo, las curvas de Engel permiten realizar un análisis de diferencias por nivel socioeconómico si se calculan las mismas para los distintos estratos de ingreso. De esta forma, para un mismo momento de tiempo, las elasticidades pueden variar con el ingreso y un bien que constituye una necesidad para un hogar rico, puede ser de lujo para un hogar pobre (Deaton y Muellbauer, 1980.a).

### **3. Antecedentes**

En esta sección se presenta en primer lugar, la literatura internacional referente a la Ley de Engel y los métodos de estimación empleados para las curvas de Engel. En segundo lugar, se revisan los estudios nacionales que han utilizado las ENGIH previas para la estimación de curvas de Engel o de curvas de demanda, así como para el estudio de las estructuras de gasto para Uruguay.

#### **Antecedentes internacionales**

En primer lugar, se presentan los trabajos que refieren a las estructuras de consumo y contrastan la Ley de Engel. Houthakker (1957) presenta para varios países - principalmente desarrollados - la proporción del gasto en alimentos, vestimenta, vivienda y bienes diversos. Para los países con los que se cuenta con información para más de un año se observa una caída del peso de los alimentos y de la vivienda; mostrando la vestimenta un comportamiento más heterogéneo según el país. Asimismo, Ishida *et al.* (2003) observan una caída de la proporción del gasto destinado a alimentos para Malasia a partir de las tres encuestas de gasto entre 1973, 1980 y 1994.

Por otro lado, se encuentran trabajos que presentan la estructura del gasto para un momento del tiempo y analizan, además, el comportamiento según nivel de ingreso, lo que muestra el cumplimiento de la Ley de Engel entre países y/o según estratos de ingreso. Dentro de estos se encuentran los trabajos realizados por Kaus (2013) y CEPAL (2014). El primero, desde una óptica macroeconómica, a partir de las Estadísticas de las Cuentas Nacionales de las Naciones Unidas para más de 50 países estimó las elasticidades de gasto de consumo para 12 categorías de bienes y servicios. Para esto utilizó estimaciones paramétricas, empleando la especificación DL y no paramétricas para distintas categorías de bienes y servicios como proporción del PIB real para un conjunto de países. Concluye que se cumple la Ley de Engel, ya que se constata la forma exponencialmente decreciente de la curva de Engel en lo que refiere al gasto en alimentos. En CEPAL (2014) se analizaron las estructuras del gasto para los países de la región y encontró una alta participación del consumo de alimentos en el total del gasto, lo cual es característico de los países de ingresos medios y bajos. Asimismo, cuando se analiza la relación entre el PIB per cápita de los países y la proporción del gasto en alimentos dentro

del gasto total, se confirma la Ley de Engel. Por otro lado, se observa que la desigualdad del consumo es menor que la desigualdad de los ingresos en todos los países, de manera consistente con la evidencia internacional sobre el tema. De igual manera, en el caso del gasto, se detecta el mismo patrón, con la excepción de Uruguay (donde los niveles de desigualdad del gasto y de los ingresos son similares).

En segundo lugar, se presentan los trabajos precursores de Deaton y Muellbauer (1980) y Deaton (1997) que estudiaron las curvas de Engel. Deaton y Muellbauer (1980.a y 1980.b) derivaron la forma funcional de la curva de Engel a partir de un sistema de demanda y Deaton (1997) a partir de la especificación AIDS, estima la curva de Engel para India y Pakistán controlando por el tamaño del hogar, más precisamente por la proporción de niños y de adultos. Encuentra que el parámetro asociado a esta elasticidad es negativo, con lo cual concluye que la proporción del gasto destinada a alimentos decrece con el tamaño del hogar.

Posteriormente, varios trabajos estiman curvas de Engel mediante un sistema de ecuaciones no lineales. En esta línea, Banks *et al.* (1997) por medio de un análisis paramétrico - a partir del modelo QUAIDS - y no paramétrico utilizando la Family Expenditure Survey (FES) para Reino Unido rechazan la linealidad en el logaritmo de gasto en la estimación de las curvas de Engel para algunos bienes duraderos y de lujo; aunque sostienen que para el gasto en alimentos es poco probable que se rechace la linealidad, ya que tanto los hogares ricos como los pobres podrían tener el mismo gasto en estos bienes. Blundell y Robin (1999) estiman también un modelo QUAIDS, para 22 productos utilizando la FES de Reino Unido para 20 años consecutivos, a partir de un estimador de mínimos cuadrados lineales iterados (ILLE) y lo extienden al caso de regresores endógenos. Los autores concluyen que hay pruebas sólidas a favor de incluir los términos cuadráticos y esto se ve reflejado en la comparación de las elasticidades de precio e ingreso entre el modelo QUAIDS y la especificación lineal.

En tercer lugar, se encuentran trabajos más recientes para países de América Latina donde a partir de la estimación de un sistema de demanda realizan estimaciones de elasticidad precios e ingreso. En este grupo se encuentran los trabajos de Menezes *et. at.* (2005), Londoño *et al.* (2011) y Cortés y Pérez (2010). Menezes *et. at.* (2005) a partir de las encuestas de gasto de 1987-1988 y 1995-1996 de Brasil, estiman un modelo AIDS bajo la técnica de asignación del presupuesto en dos etapas para calcular las elasticidades para distintos grupos de población (50% más rico y el 50% más pobre) y las elasticidades totales para los grupos y subgrupos de alimentos básicos<sup>1</sup>. Los resultados a los que llegan indican que las elasticidades-ingreso y precio son más altas para los hogares más pobres para todos los alimentos básicos. Londoño *et al.* (2011) a partir del modelo AIDS con datos de series de tiempo del período

---

<sup>1</sup> En la primera etapa los consumidores eligen cuanto gastar de su ingreso entre grupos de productos como Alimentos, Vivienda, Transporte, etc; y en la segunda etapa se asigna cuanto gastar a los productos básicos partiendo de lo que a priori se definió en la primera etapa.

1967-2007 de Cuentas Nacionales para Colombia, estiman para los productos de la canasta básica, las elasticidades precio y gasto, encontrando para estas últimas que alimentos, vestimenta y alquileres son bienes necesarios, mientras que Muebles, Salud, Transporte, Ocio, Educación y Otros son bienes de lujo. De manera análoga, Cortés y Pérez (2010) por su parte, utilizaron la Encuesta de Ingresos y Gastos del 2006-2007 de Colombia, y estimaron a través de modelos de corte transversal varios sistemas de demanda lineal, encontrando que la elasticidad de alimentos se ha mantenido estable en el tiempo, en alrededor 0,77, mientras que salud y educación son bienes de lujo, pero sus elasticidades gasto han disminuido en el tiempo.

Asimismo, Moro y Sckokai (2000) y Pangaribowo y Tsegai (2011) estimaron un sistema completo de demanda de alimentos para Italia e Indonesia respectivamente, a partir de los modelos QUAIDS incorporando además variables demográficas y regionales. Moro y Sckokai (2000) encontraron evidencia de que las características demográficas del hogar juegan un rol importante en la determinación del gasto en alimentos por parte de los hogares y que la especificación QUAIDS es muy superior a la AIDS. Por su parte, Pangaribowo y Tsegai (2011) revelaron que el comportamiento de la demanda de alimentos varía significativamente entre los hogares urbanos y rurales, así como entre los grupos de ingresos. Los resultados también mostraron que las elasticidades de precios y gastos han cambiado a lo largo del tiempo resultando que la elasticidad del gasto ha disminuido para la mayoría de los productos alimenticios, lo que implicaría una mejora del bienestar desde la crisis de 1997.

Otros trabajos han optado por realizar las estimaciones por separado, sin basarse en un sistema de ecuaciones. En esta línea, Atkinson *et al.* (1990), Rodríguez *et al.* (2001), Carugati (2008), Önder (2017), Rojas (2017) y Barrientos y Arango (2019) estiman curvas de Engel bajo la especificación W-L.

Atkinson *et al.* (1990) estimó la curva de Engel bajo la especificación W-L para el gasto en alcohol para Reino Unido durante el período 1970-1983, poniendo énfasis en el problema de subdeclaración y de cómo lidiar con el problema de censura. Rodríguez *et al.* (2001) y Carugati (2008) estimaron curvas de Engel bajo la especificación W-L para Argentina a partir de la ENGH 1996-1997. Rodríguez *et al.* (2001) realizaron las estimaciones para distintos grupos de alimentos y para distintas regiones de Argentina. Los resultados a los que llegaron indican en primer lugar que se cumple la Ley de Engel y en segundo lugar que los patrones de consumo en alimentos difieren de acuerdo a las regiones. Carugati (2008) mediante métodos de regresión paramétricos y no paramétricos también concluyó que se cumplía la Ley de Engel<sup>2</sup> ya que la proporción del gasto en alimentos de un hogar es decreciente respecto a su ingreso y creciente respecto a su tamaño.

---

<sup>2</sup> Esto lo observan a partir de la conformación de clúster que realizan según ingreso y composición de hogar.

Önder (2017) estimó curvas de Engel para un conjunto de bienes y servicios para los hogares que residen en el centro de la ciudad de Burdur y llega a que las elasticidades del gasto en alimentos y bebidas no alcohólicas, alcohol y tabaco, ropa y calzado, vivienda, servicios de salud y comunicación presentan un valor entre cero y uno, refiriéndose a estos como de consumo obligatorio. Mientras que clasifica el gasto en muebles, electrodomésticos y servicios de cuidado del hogar, cultura y entretenimiento, gastos educativos, gastos de restaurantes y hoteles como artículos de lujo por presentar elasticidades superiores a la unidad. Rojas (2017) por su parte las estima para el gasto en alimentos de primera necesidad (GAPN) en los departamentos de Antioquia y Valle del Cauca y para esto utiliza el método lineal y regresiones cuantílicas. El autor confirma, en primer lugar, el cumplimiento de la ley de Engel, al encontrar una relación negativa entre el GAPN como proporción del ingreso y este último, que a su vez se intensifica a medida que el ingreso aumenta. Y, en segundo lugar, las comparaciones de los resultados obtenidos mediante ambas estimaciones arrojaron evidencia de la diferencia en la elasticidad ingreso en los extremos de la muestra. Asimismo, Barrientos y Arango (2019) estimaron curvas de Engel de forma paramétrica y no paramétrica para Medellín. La estimación paramétrica se realizó a partir de la especificación de W-L mediante MCO y Tobit. Los autores encontraron que los bienes de alimentación responden a la ley de Engel, y dependiendo del segmento de gasto en el cual se ubiquen las familias, para algunas será un bien normal o inferior o de lujo.<sup>3</sup>

En quinto lugar, se encuentran otros trabajos que estimaron curvas de Engel de forma separada utilizando diversas especificaciones paramétricas y no paramétricas y que han enfatizado en las diferencias de las estimaciones según nivel de ingreso. Dentro de estos trabajos se encuentran Pizzolito (2007), Nayyar (2009) y Tey *et al.* (2009). El primero de estos trabajos, investigó el cumplimiento de la Ley de Engel, en base a la Encuesta de Consumo e Impacto Socioeconómico de la crisis en Argentina (ISCA) realizada por el Banco Mundial (2002). Para esto estimó curvas de Engel empleando métodos paramétricos y semiparamétricos. Concluyen que las especificaciones no lineales de la curva de Engel son las más adecuadas y verifica la heterogeneidad en las preferencias de los consumidores por medio de regresiones cuantílicas. La estimación de regresiones por cuantiles verificó la presencia de heterogeneidad en las preferencias en el consumo de alimentos, encontrado que los hogares con menos recursos destinan una fracción mayor de su presupuesto a la adquisición de alimentos que los más ricos, lo que verificó el cumplimiento de la Ley de Engel. Asimismo, se evidenció la importancia de las características demográficas en la estimación de las curvas, resultando significativas para explicar el gasto en consumo de alimentos el número de miembros del hogar, composición por edades y sexo del jefe de hogar.

---

<sup>3</sup> Esto último lo deducen a partir de incorporar en las regresiones variables dummies que hacen referencia a los estratos socioeconómicos en los que se encuentran los hogares.

De forma similar, Nayyar (2009) analizó datos de consumo de servicios para India en dos momentos: 1993-94 y 2004-05. Para esto estimó curvas de Engel de forma separadas a partir de especificaciones semilogarítmicas. Tomando en cuenta la censura de los datos, se estimó mediante modelos Tobit y regresiones cuantílicas censuradas (CQR por su sigla en inglés) para distintos puntos de la distribución. Los resultados para ambas estimaciones revelaron curvas de Engel con pendiente ascendente para todas las categorías de servicios y para el total de los servicios, expresando que se trata de bienes de lujo. Además, los resultados mostraron que el aumento en la participación del presupuesto familiar asignada a los servicios aumenta en mayor medida para los hogares de alto consumo (condicionado a variables sociodemográficas) en comparación con los hogares de bajo consumo (condicionado al mismo conjunto de variables) de hogares.

Tey *et al.* (2009) a partir de la encuesta de gasto de 2004-2005 para Malasia estiman curvas de Engel bajo las especificaciones W-L, DL, Semilogarítmica y Cuadrática para el gasto en alimentos. Encuentran evidencia a favor del cumplimiento de la Ley de Engel y encuentran una elasticidad menor a uno para los alimentos. Asimismo, Chern & Takagi (2002) estimaron curvas de Engel para el consumo de alimentos a partir de la encuesta de gasto de 1997 para Japón utilizando los modelos W-L y AIDS. Las técnicas empleadas de estimación fueron MCO, Tobit y Heckman y las elasticidades del gasto derivadas de estos modelos revela que los resultados son sólidos. Asimismo, se estimaron los modelos por niveles de ingresos y se observaron comportamientos diferentes. Los hogares más ricos presentaron elasticidades más bajas en el consumo de alimentos, con la excepción del consumo de carne y las comidas fuera del hogar.

Muchos de estos trabajos, como ya se mencionó, han tomado en cuenta el problema de la censura en los datos. Atkinson *et al.* (1990), Chern & Takagi (2002), Nayyar (2009) y Barrientos y Arango (2019) han empleado el modelo Tobit y Atkinson (1990) empleó también el modelo Gamma-Tobit.<sup>4</sup> Sin embargo, Rodríguez *et al.* (2001), Chern & Takagi (2002), Tey *et al.* (2009) y una variedad de trabajos para Argentina que se presentan a continuación han elegido el método de selección de dos etapas propuesto por Heckman (1979).

Para Argentina se encuentran varios trabajos que han realizado estimaciones de las curvas de Engel a partir de la ENGH 1996-1997 y que como se dijo anteriormente han empleado correcciones del tipo Heckman para corregir el problema del gasto cero. Entre ellos se encuentra: Berges y Casellas (2002), García (2013), Arancibia *et al.* (2012) y Guerrero (2014).

Los primeros dos trabajos refieren al gasto de alimentos en sentido amplio. El trabajo de Berges y Casellas (2002) presenta una estimación de un sistema lineal para el gasto en alimentos para los hogares que se encuentran por encima y por debajo de la línea de pobreza. A partir de esto, estimaron elasticidades de precio y de cantidades para los distintos grupos de alimentos concluyendo que la

---

<sup>4</sup> Bajo el supuesto de que los residuos en vez de distribuirse Normal se destruyen Gamma.

selección básica de alimentos en la dieta para los hogares pobres y los no pobres es muy distinta. El trabajo de García (2013) por su parte, estimó curvas de Engel de forma separada con distintas especificaciones paramétricas para estimar el consumo de alimentos fuera del hogar (AFH) teniendo en cuenta las circunstancias en las que son consumidos. En particular se consideraron dos circunstancias: por un lado, las horas de esparcimiento, y, por otro, el consumo en horas de trabajo o estudio. El autor concluye que, para el caso general, los AFH presentan elasticidades por debajo de la unidad; con lo cual los AFH cumplen con la Ley de Engel.

García *et al.* (2012) y Guerrero (2014) estimaron curvas de Engel a partir de un sistema de demanda para los distintos tipos de carne de Argentina. El primero lo hace por medio de un sistema de ecuaciones lineales para la ENGH 1996/1997 y el segundo trabajo las estima mediante un modelo QUAIDS con las ENGH de 1996/97, 2004/05 y 2012/13. Guerrero (2014) muestra que el término cuadrático en el ingreso es estadísticamente significativo y se mantiene en las estimaciones a fin de captar la no linealidad de las curvas de Engel subyacentes.<sup>5</sup>

Por otra parte, se encuentran los trabajos que han comparado los resultados de estimar curvas de Engel bajo un sistema de ecuaciones y de forma separada. Beneito (2003) y Thanga (2013) concluyen que las elasticidades ingreso estimadas por ambos métodos son similares. Beneito (2003) estimó curvas de Engel con datos de la Encuesta de gasto de los hogares de España de 1991 para distintos bienes y servicios a partir de un sistema de ecuaciones no lineales y ecuaciones lineales por separado, incorporando para estas últimas variables socioeconómicas. A partir del cálculo de las elasticidades del ingreso, se clasificaron como bienes necesarios a los alimentos, alquiler y salud y como bienes de lujo a vestimenta, transporte, cultura y resto. El amplio rango de variación que se obtienen de las elasticidades-ingreso en función del nivel de gasto para cada uno de los bienes y servicios sugiere la pertinencia de estimar regresiones para hogares con diferentes niveles de ingresos ya que podría llevar a clasificar un bien como necesario o de lujo, dependiendo de si el consumidor está en la parte baja o alta de la distribución del ingreso. Por su parte, Thanga (2013) estimó curvas de Engel de alimentos para el estado de Mizorm –India-, utilizando los modelos W-L y AIDS a partir de encuestas de gastos de consumo para los años 1989-90, 1994-95, 1999-00, 2004-05 y 2009-10. Los resultados proporcionados por ambos modelos para todos los rubros de alimentos resultaron similares con respecto a la elasticidad del gasto y ligeramente diferentes con respecto a las elasticidades de precios cruzados. Asimismo, de la comparación de ambos modelos se encontró que el W-L muestra una amplia aplicabilidad en el análisis de la demanda y se adapta mejor a encuestas pequeñas. Al mismo tiempo el autor concluye que el modelo de AIDS proporciona resultados más completos porque tiene en cuenta todas las propiedades deseables del sistema de demanda, sin embargo, su complicación computacional contrarresta su aplicabilidad universal.

---

<sup>5</sup> Los resultados de estos trabajos no se presentan porque analizan rubros muy específicos y no aportan al presente trabajo.

Por último, en los trabajos de Banks *et al.* (1997), Blundell y Robin (1999), Beneito (2003), Nayyar (2009), Guerrero (2014) y Barrientos y Arango (2019); que ya fueron reseñados se aborda el problema de la endogeneidad del gasto y el uso de variables instrumentales como herramienta para afrontar este problema. Este aspecto se retoma con mayor detalle en la metodología.

Finalmente, como se desprende a partir de los trabajos reseñados, la literatura a nivel internacional es amplia y se han desarrollado diversas especificaciones paramétricas y no paramétricas para la estimación de las curvas de Engel. Para esto se han considerado distintos métodos de estimación, la linealidad o no linealidad en el gasto o ingreso, así como la pertinencia en la incorporación de otras variables que también contribuyen a explicar las decisiones de consumo de los hogares. La evidencia internacional avala el cumplimiento de la Ley de Engel en el tiempo, así como en el análisis de corte transversal entre hogares. Asimismo, se muestra la importancia de realizar estimaciones por estratos de ingreso ya que las elasticidades varían mucho entre distintos grupos.

### Antecedentes nacionales

Los antecedentes nacionales se estructuran de la siguiente forma: en primer lugar, se mencionan los informes de las encuestas oficiales de gasto; en segundo lugar, se presentan trabajos que estimaron curvas de Engel para rubros generales y por último trabajos que se enfocaron en un conjunto de bienes más reducido.

En primer lugar, se encuentran los informes elaborados por el Instituto Nacional de Estadística (INE) para las encuestas de gasto de los años 1982-1983, 1994-1995, 2005-2006 y 2016-2017 (INE, 1986; INE 1996; INE, 2007; INE 2020). Para la última encuesta, se dispone también de un trabajo de validación (Perera, 2020). Los informes de las ENGIH además de presentar la metodología muestran la estructura del gasto de consumo y sus variaciones intertemporales. Dentro de estos últimos se destaca, para las últimas dos encuestas, una moderada disminución del peso de Alimentos y bebidas no alcohólicas para el promedio de los hogares, pero con mayor énfasis en el interior del país. Sin embargo, cuando se presenta la desagregación de la estructura de gasto por deciles de ingreso, las diferencias entre los extremos son muy grandes y disminuyen en el tiempo, con mayor énfasis para los primeros deciles de la distribución.

Con respecto al estudio de curvas de Engel, a partir de la ENGIH 1994-1995 se han realizado algunos trabajos. Vigorito (1996), Peri (2000), Rodríguez y Vigorito (2003), Pereyra y Rossi (1998) estimaron curvas de Engel de forma paramétrica para distintos grupos de bienes.

Los primeros tres trabajos se centran en la estimación de escalas de equivalencia a partir de las curvas de Engel y a partir de la incorporación de variable demográficas concluyen la importancia de considerarlas en las estimaciones para ajustar los ingresos del hogar según tamaño y composición.

En esta línea, Vigorito (1996) estimó curvas de Engel con datos de la EGIH 1994-1995 basándose en la especificación W-L y DL propuesta por Deaton and Muellbauer (1986.a). Se realizaron estimaciones por MCO de forma separada y también empleando un sistema de ecuaciones simultáneas para los rubros básicos y las variables independientes utilizadas -además del gasto- refieren a la composición del hogar. De las estimaciones por ambos métodos, Vigorito (1996) señala la alta sensibilidad de los resultados al método de derivación, presentando importantes problemas de significación de las variables demográficas estimadas a partir de un sistema de ecuaciones. Peri (2000) también estimó curvas de Engel bajo la misma especificación W-L con la diferencia de que separa en las variables independiente el tamaño de la composición del hogar e incorporan variables que reflejan las características socioeconómicas de los hogares. Por su parte, Vigorito y Rodríguez (2003) estimaron curvas de Engel para el gasto en alimentos con la especificación W-L, pero incluyen otras variables para relevar las características socioeconómicas de los hogares. Los resultados a los que arriban dan cuenta del cumplimiento de la Ley de Engels. Además, se estimaron regresiones cuantílicas para distintos puntos de la distribución del gasto en alimentos encontrando variaciones en las economías de escala.

Estos tres trabajos encuentran que los alimentos son un bien necesario con coeficiente menor a cero -en el entorno de -0,10- para las distintas especificaciones. Asimismo, ninguno de estos trabajos corrige por endogeneidad ni censura. En lo que refiere a este último punto, ello se debe a que las variables dependientes empleadas en estos tres trabajos siempre incluyen el gasto en alimentos.

Otro antecedente refiere al trabajo de Pereyra y Rossi (1998). Si bien su interés se concentró en la estimación de las curvas de demanda para los bienes ambientales (animales; camping; esparcimiento; fotos; plantas; artículos recreativos), estimaron curvas de Engel bajo diversas especificaciones paramétricas<sup>6</sup> para los rubros de gastos tradicionales de la encuesta, incluyendo además variables demográficas en todas las estimaciones.<sup>7</sup> La estimación para estos últimos rubros se realizó mediante MCO, pero para los bienes ambientales recurrieron al método propuesto por Heckman (1979) debido al bajo número de hogares que declaran consumo positivo en el período de referencia. Del cálculo de las elasticidades de ingreso, los autores concluyen que, en primer lugar; los rubros de Alimentos y Vestimenta y Calzado son bienes necesarios, mientras que Muebles y Enseres, Transporte y Comunicación, y Esparcimiento y Enseñanza son bienes de lujo. Finalmente, los bienes ambientales resultaron ser también bienes de lujo, con excepción del gasto en animales.

Por otro lado, se presenta un conjunto de trabajos que se concentraron en el estudio de bienes de consumo específicos. Dentro de estos solo el de Troncoso (2003) utiliza la EGIH 1994-1995, en tanto los restantes trabajos reseñados utilizan la ENGIH 2005-2006.

---

<sup>6</sup> Los autores emplearon la especificación lineal, Semilogarítmica, Doble Logarítmica, W-L y W-L no lineal.

<sup>7</sup> Rubros tradicionales: Alimentos; Vestimenta y calzado; Vivienda; Muebles accesorios y enseres; Salud; Transporte y comunicaciones; Esparcimiento, diversión y enseñanza; Otros bienes y servicios.

Troncoso (2003), estimó curvas de Engel bajo la especificación DL y W-L para el consumo de alimentos de origen animal. Para esto recurrió a la estimación por MCO y por Tobit debido a la gran proporción de hogares que reportaron gasto nulo. Las elasticidades ingreso resultaron positivas e inferiores a la unidad, clasificándose como bienes necesarios para los hogares uruguayos, tanto para los hogares más pobres como para los más ricos, presentando los primeros mayor elasticidad. Esto último se deduce de las estimaciones del coeficiente de Engel por quintiles de ingresos.

Los trabajos de Malvasio y Seijas (2010) y Amarante y Ferrando (2011) emplearon la ENGIH 2005-2006 para estudiar el consumo de algunos bienes en particular y analizarlos según distribución del ingreso. El primero de ellos, analiza los determinantes del acceso a los servicios de telefonía fija y móvil para Uruguay. Para este cometido estimaron un sistema de ecuaciones de demanda dentro del rubro mediante el modelo AIDS y para corregir el problema de censura en los datos recurrieron a un modelo bietápico que es una generalización del modelo de Heckman (1979). Del cálculo de las elasticidades del ingreso concluyen que los servicios telefónicos, desde el punto de vista del acceso, son bienes normales. En el segundo trabajo, se realizaron estimaciones del consumo de servicios de energía y agua para la población uruguaya. A partir de la estimación de un modelo de regresión lineal DL del consumo en energía eléctrica, se encuentra que la energía eléctrica es un bien necesario presentando una elasticidad de 0,25.

Por otra parte, se encuentra también el trabajo de Amarante *et al.* (2011), quienes con los datos de la ENGIH 2005-2006 estimaron a partir de un sistema QUAIDS las elasticidades precio y precio cruzadas, pero no reportan las elasticidades ingreso.

Por último, Gorga, *et al.* (2016) estimaron curvas de Engel para el consumo de bienes visibles a partir de las encuestas de ingresos y gastos de Argentina, Brasil, México y Uruguay; utilizando para Uruguay la ENGIH 2005-2006. Las curvas de Engel fueron estimadas mediante una especificación semilogarítmica por variables instrumentales, a los efectos de lidiar con el problema de endogeneidad del gasto, utilizando el ingreso como instrumento. Los resultados para el agregado de bienes visibles para Uruguay reflejan magnitudes de la elasticidad ingreso mayores a uno, lo que los identifican como bienes suntuarios, resultando el gasto en vestimenta el que presenta la mayor elasticidad. Interesa destacar que la incorporación de las externalidades del grupo de referencia en las estimaciones de las curvas de Engel no afecta la magnitud y significación de la elasticidad del gasto.

En síntesis, los trabajos que estimaron elasticidades del gasto o ingreso para Uruguay son escasos y parciales, ya que hay muy poco explotado en la ENGIH 2005-2006 y los estudios realizados en base a los datos de la EGIH 1994-1995 son escasos y están muy alejados en el tiempo. Menos aún en lo que respecta a la ENGIH 2016-2017, que fue publicada hace un año y hasta el momento no hay investigaciones al respecto. Por lo tanto, explotar ambas bases y realizar una comparación que den

cuenta de los principales cambios en las elasticidades de gasto, así como del cumplimiento de la Ley de Engel reviste particular interés.

#### **4. Estrategia de análisis**

En esta sección se presentan la estrategia de análisis, comenzando por la descripción de los modelos empleados para los distintos rubros del gasto. Se toman especialmente en cuenta los dos grandes problemas, previamente mencionados, que enfrentan los datos de gasto reportados por los hogares: censura y potencial endogeneidad (4.1) Finalmente se describen las principales características de las fuentes de datos utilizadas (4.2).

##### **4.1 Métodos**

A los efectos de estimar las curvas de Engel para el gasto en los distintos grupos de bienes y servicios se partirá de las especificaciones planteadas en el marco teórico. En este sentido, a pesar del consenso de la literatura en torno a la utilización de sistemas de ecuaciones ya que estos aseguran flexibilidad, satisfacen automáticamente la restricción de suma, la no negatividad del gasto y con simples restricciones paramétricas, se impone homogeneidad y simetría, para este trabajo se optó por realizar las estimaciones de forma separada.

Esta decisión se fundamenta en base a los siguientes argumentos. En primer lugar, al ser una primera exploración de una fuente de datos recientemente publicada, mirar cada ecuación de forma separada es necesario antes de proceder a la estimación de un sistema. En segundo lugar, la estimación de un sistema de ecuaciones AIDS para datos de corte transversal no se recomienda porque los precios no se pueden obtener directamente de la fuente de datos empleada<sup>8</sup> (Echeverría y Berges, 2013). Asimismo, la estimación conjunta del sistema de ecuaciones implica alcanzar criterios de convergencia razonables que enfrenta dificultades cuando el sistema incluye otras variables de control. Por esta razón, en este trabajo, en donde se emplean numerosas variables sociodemográficas y socioeconómicas en el conjunto de ecuaciones a estimar, el uso de métodos de estimación ecuación por ecuación supera las dificultades computacionales que conlleva la estimación mediante un sistema de ecuaciones (Beneito, 2013).

Si se suponen precios constantes, todos los coeficientes ( $\gamma_{ij}$ ) de la ecuación (1) del sistema AIDS plantada en el Marco Teórico son iguales a cero. Si además interesa ver el comportamiento de otras variables para explicar el gasto en los distintos rubros, puede resultar más sencillo estimar las curvas de Engel de forma separada que hacerlo mediante un sistema de ecuaciones. Además, como se vio en los antecedentes reseñados, las estimaciones derivadas a partir de ambos métodos no presentan

---

<sup>8</sup> Algunos trabajos encuentran dificultades para utilizar los precios implícitos que se deducen de la encuesta y utilizan el IPC, pero para utilizarlos se requiere que los precios exhiban variaciones regionales o temporales. Cuando esto no sucede, se podrían introducir problemas adicionales de endogeneidad.

grandes diferencias en lo que refiere a las elasticidades del gasto. Por otro lado, el problema de endogeneidad que la estimación mediante un sistema de ecuaciones simultáneas lo atenúa, en este trabajo como se muestra a continuación, se tiene en cuenta a partir del uso de variables instrumentales.

Por lo tanto, en el presente trabajo se estima en primer lugar curvas de Engel bajo la especificación W-L en donde se testea si el termino cuadrático resulta significativo; de lo contrario se utiliza la especificación lineal original tal como sugiere Banks et. al. (1997). De esta forma, el conjunto de ecuaciones a estimar para los hogares para cada rubro del gasto  $i$  tendrán la forma de:

$$w_i = \alpha_i + \beta_i \ln(\text{gasto } pc) + \lambda_i \ln(\text{gasto } pc)^2 + \sum_j \gamma_{ij} X_j + \varepsilon_i$$

Donde  $w_i$  es la proporción del gasto total de los hogares destinada al bien  $i$ , la variable dependiente a emplear será el logaritmo del gasto per cápita; y  $X_j$  otras covariables que se detallan en la sección 4.2.1. Se eligió usar el gasto porque satisface la condición  $\sum_{i=1}^n w_i = 1$ , que la literatura reseñada recomienda (Deaton, 1997; Deaton y Muellbauer, 1980a) y porque utilizar el ingreso implicaría considerar además el ahorro en las estimaciones. Esto último acarrearía otra complejidad ya que la captación del ahorro en las encuestas de gasto no parecería ser lo suficientemente precisa debido a que para poder captarlo bien se necesitarían mecanismos especiales de recolección de datos (OIT, 2003).

En segundo lugar, se estiman curvas de Engel bajo la especificación DL, utilizando como variable dependiente el gasto per cápita en el bien  $i$ , por lo que la interpretación de coeficiente será distinta en una u otra especificación. Además, tiene la ventaja de que proporciona una estimación directa de la elasticidad del gasto. Para esta especificación se optó por considerar el gasto en su expresión logarítmica lineal.

$$\ln(\text{gasto } pc)_i = \alpha_i + \beta_i \ln(\text{gasto } pc) + \sum_j \gamma_{ij} X_j + \varepsilon_i$$

Al igual que en la ecuación W-L,  $i$  refiere a los bienes y  $j$  la cantidad de variables explicativas a utilizar (sin ser el gasto). Además, cada uno de estos modelos, W-L como DL, se estimarán para los grupos de bienes que se definen más adelante y para las dos ENGIH.

En la Tabla 1 se presentan las tres formas funcionales seleccionadas en este trabajo, así como las fórmulas de sus correspondientes elasticidades.

Tabla 1. Formas funcionales para la estimación de las curvas de Engel y elasticidades con respecto al gasto.

Denominación	Forma funcional	Elasticidad gasto
QUAIDS	$w_i = \alpha_i + \beta_i \ln(\text{gasto } pc) + \lambda_i \ln(\text{gasto } pc)^2 + \gamma_i X_j + \varepsilon_i$	$1 + \frac{\beta_i + 2\lambda_i \ln(\text{gasto } pc)}{w_i}$
AIDS	$w_i = \alpha_i + \beta_i \ln(\text{gasto } pc) + \gamma_i X_j + \varepsilon_i$	$1 + \frac{\beta_i}{w_i}$
DOBLE LOGARÍTMICA	$\ln(\text{gasto } pc)_i = \alpha_i + \beta_i \ln(\text{gasto } pc) + \gamma_i X_j + \varepsilon_i$	$\beta_i$

Fuente: Tey et. al. (2009)

Debido a que en este trabajo se optó por estimar ecuación por ecuación, el método comúnmente adoptado en la literatura es mediante MCO (Deaton y Muellbauer, 1980a; Houthakker, 1957). Sin embargo, es necesario considerar uno de los problemas comúnmente presentes en los datos de corte transversal, que refiere al problema de respuestas censuradas, debido a que los hogares reportan gasto de consumo cero para determinado bien o servicio durante el período de la encuesta (Deaton, 1997). Las principales causas de observar gastos de consumo cero corresponden a la infrecuencia de compra, las preferencias de los consumidores que determinan que, en algunos casos, se elija no consumir algunos bienes, problemas de subdeclaración de consumos no deseados -como el alcohol- o por no recordación o efecto fatiga, y a que los consumidores no adquieran ciertos bienes a los precios y niveles de ingreso dados, lo que es conocido como soluciones de esquina (Berges y Casellas, 2002; Perera, 2020).<sup>9</sup>

A continuación, se presentan los rubros del gasto a considerar en el análisis y la proporción de hogares que reportan gasto cero para dichos rubros en las encuestas de gastos para ambos períodos (Tabla 2).

Tabla 2. Proporción de hogares que no reportan gasto según rubros. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

	2005	2016
<b>Grandes rubros</b>		
Alimentos y bebidas no alcohólicas	0,50%	0,60%
Bebidas alcohólicas	76,70%	82,10%
Restaurantes	54,30%	45,50%
Vestimenta	12,00%	16,00%
Vivienda	0,00%	0,10%
Muebles, artículos para el hogar y su conservación	2,50%	12,10%
Salud	11,70%	5,60%
Transporte	17,90%	16,40%
Comunicaciones	17,60%	2,00%
Recreación, cultura y servicios de alojamiento	12,40%	6,10%
Educación	81,70%	82,80%
Bienes y servicios diversos	1,10%	1,60%
<b>Rubros específicos</b>		
Transporte privado	28,3%	29,7%
Transporte público	49,8%	58,8%
Electrodomésticos	71,4%	59,0%
Telefonía celular	51,2%	6,2%
Telefonía fija	25,3%	32,1%
Tecnología	40,2%	21,1%

Fuente: elaboración propia a partir de ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

A los efectos de lidiar con el problema de la censura, siguiendo a Nayyar (2009), se procederá a estimar por Tobit para aquellos rubros de gasto que presenten una proporción de gasto cero superiores al 10% y por MCO en caso contrario (Wooldridge, 2002).

Asimismo, para los grandes rubros, se optó por agregar algunos bienes que presentan una alta tasa de censura como ser Alimentos y bebidas dentro del hogar (alcohólicas y no alcohólicas), Alimentos y

<sup>9</sup> Las soluciones de esquina se producen cuando en el óptimo de alguno de los bienes no se consumen.

bebidas dentro y fuera del hogar, Recreación, cultura y servicios de alojamiento, Educación y Bienes y servicios diversos solamente para el análisis econométrico. Por lo que, de acuerdo con la Tabla 2, los únicos rubros que se estimarán por MCO para ambos años son Alimentos y Vivienda, mientras que Salud, Comunicaciones, y Telefonía celular se estimarán por MCO para el año 2016 así como Muebles, artículos para el hogar y su conservación para el año 2005. Todos los restantes rubros se estimarán mediante modelos Tobit.

Desde el punto de vista teórico, la utilización de los modelos Tobit se recomienda cuando los datos presentan censura, originada por la infrecuencia de compras, pero enfrenta algunas limitaciones. En primer lugar, el modelo Tobit supone que la decisión de consumo se lleva a cabo en un solo paso, por lo que supone que los determinantes de si hay o no consumo son diferentes a los que explican cuánto consumir (Rodríguez y Berges, 1998). En segundo lugar, es un modelo muy restrictivo ya que requiere normalidad y homocedasticidad en el término de error: si cualquiera de estos dos supuestos falla, las estimaciones no serían consistentes. No obstante, si estos supuestos no se cumplen, pero no nos alejamos mucho de ellos, el modelo Tobit nos permite obtener buenas estimaciones (Wooldridge, 2002).

En lo que respecta a la primera limitación, otros trabajos han optado por la estimación mediante el método Heckman (1979) por entender la censura como un problema de sesgo de selección y por considerarlo menos restrictivo que los modelo Tobit (Pereyra y Rossi, 1998; Guerrero, 2014; Rodríguez *et. al.*, 2001; Berges y Casellas, 2002). El enfoque con correcciones de tipo Heckman en dos etapas se ha ido desarrollando y se ha extendido al caso multiecuacional propuesto por Shonkwiler y Yen (1999) o al procedimiento de censura en dos etapas multivariado propuesto por Yen (2004) y Yen y Biing-Hwan (2005). Sin embargo, la ecuación de selección empleada en la primera etapa de la estimación de Heckman requiere de variables que expliquen la decisión de consumo y que no estén incorporadas en los modelos planteados (Little y Rubin, 1987; Puhani, 2000). Esto no resulta sencillo cuando los modelos planteados intentan explicar el gasto mediante variables socioeconómicas, sociodemográficas y de ocupación, ya que quedan pocas por fuera del modelo para incorporar en la ecuación de selección.

Por otra parte, a los efectos de corregir la heterocedasticidad en todas las estimaciones, se optó por trabajar con errores estándar robustos. Asimismo, la distribución de los residuos es desconocida y los tests comúnmente empleados para contrastar la normalidad en los residuos no brindan información precisa cuando se está en presencia de endogeneidad.<sup>10</sup> Por lo que, de no cumplirse este supuesto, es probable que las estimaciones Tobit no sean consistentes. Powell (1984) sugiere un estimador en donde es posible estimar  $\beta$  sin asumir una distribución particular de los residuos y sin suponer que los regresores sean independientes del término de error (Wooldridge, 2002; Amemiya, 1984; Powell,

---

<sup>10</sup> Más adelante de tratará este tema en profundidad.

1984). De esta forma se considera nuevamente el modelo de variable latente, pero donde la mediana de  $u$  dada  $x$  es cero:  $y^* = x\beta + u$ ,  $\text{Med}(u/x) = 0$ .

Otro de los problemas presentes en la estimación de las curvas de Engel, consiste en la endogeneidad en la variable gasto total, como consecuencia de la simultaneidad de las decisiones de gasto para los distintos bienes (Banks *et al.* 1997; Blundell y Robin, 1999). La elección de la variable gasto total per cápita como variable dependiente en la estimación de las curvas de Engel se debe al hecho de que satisface la propiedad de aditividad (posibilitando la estimación de un sistema completo de demanda) y por tanto es recomendada con el objetivo de construir un sistema de demanda derivado de una estructura de preferencias determinada, además de presentar mayor estabilidad en el componente permanente (Deaton, 1997; Beneito, 2003; Guerrero, 2014). Sin embargo, a los efectos de corregir la endogeneidad, una variable instrumental válida y que la literatura utiliza es el ingreso (Banks *et al.* 1997; Blundell y Robin, 1999) que se correlaciona con el gasto, pero como no surge de la sumatoria de gastos parciales escapa al problema de endogeneidad proveniente de errores de medida, ya que se reporta de manera independiente

A los efectos de analizar la endogeneidad, se realiza el test de Hausman (1978) que compara la estimación de los parámetros  $\beta$  por MCO y por Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (MC2E) o, en caso de censura, compara los parámetros  $\beta$  estimados por Tobit y por Tobit con variables instrumentales, y determina si existen diferencias estadísticamente significativas.

Como se señaló en las secciones anteriores, la elasticidad ingreso permanente de los bienes puede variar según estrato socioeconómico. A tales efectos se procederá a realizar estimaciones por quintiles de ingreso. Por lo que las estimaciones a partir de los modelos Tobit o MCO ya sea empleando o no variables instrumentales tanto para la especificación W-L como para la especificación DL se harán para los quintiles de ingreso 1, 3 y 5.

En caso de rechazar la endogeneidad y a los efectos de poder detectar heterogeneidad en las preferencias de consumo de los individuos, la estimación de regresiones por cuantiles permite analizar patrones a lo largo de la distribución. Es decir, la regresión cuantílica ofrece la posibilidad de crear distintas rectas de regresión para distintos cuantiles de la variable endógena (Koenker y Basset, 1978).

Finalmente, a los efectos de observar si los cambios en los coeficientes de la curva de Engel son estadísticamente significativos en los dos momentos del tiempo, se realiza el test de Chow. El mismo permite realizar el contraste de igualdad entre los coeficientes obtenidos en las estimaciones para los dos momentos del tiempo (Greene, 2003). La hipótesis nula será la igualdad de los parámetros, por lo que el rechazo de la misma implicará un cambio en los coeficientes de las curvas de Engel.

## 4.2 Fuentes de información

Las fuentes de información principales de este trabajo serán las ENGIH relevadas por el INE en 2005-2006 y de 2016-2017 para Uruguay. Si bien existe una gran preocupación por la precisión de los datos sobre gastos reportados en las encuestas de gasto a los hogares, a menudo relacionada con preocupaciones sobre la capacidad de los hogares para recordar con precisión una multitud de diferentes tipos de gastos, son la única fuente de información que recoge gasto de los hogares a nivel microeconómico.

La ENGIH se realiza en nuestro país cada 10 años aproximadamente, con el objetivo de obtener información para el cambio de base del Índice de Precios al Consumo (IPC) y determinar las líneas de indigencia y de pobreza. Para ello, se releva el gasto de consumo de los hogares para todo tipo de bienes y servicios considerando distintos períodos de referencia según el tipo de gasto (Tabla A- 1 del Anexo A). Hasta el momento, en Uruguay se han realizado cinco encuestas de gasto: 1971-1972, 1982-1983, 1994-1995, 2005-2006 y 2016-2017 (INE, 2020).

Las ENGIH que se utilizarán en este trabajo son representativas de todo el país y cuentan con información registrada para 7.043 hogares entre noviembre de 2005 y octubre de 2006 y 6.889 entre noviembre de 2016 y noviembre de 2017. Los marcos muestrales de ambas encuestas son el Censo 2004 para la ENGIH 2005-2006 y el Censo 2011 para la ENGIH 2016-2017. Ambas encuestas utilizan la clasificación de productos, *Clasificación de Consumo Individual por Finalidades* (CCIF) de 1999 elaborada por Naciones Unidas. Para la ENGIH 2016-2017, se tomó como base la CCIF utilizada en la encuesta anterior realizándose algunas modificaciones y aperturas de nuevos productos, pero manteniendo la coherencia con la CCIF de la ENGIH 2005-2006 (INE, 2020).<sup>11</sup>

Siguiendo el criterio que utiliza el INE en INE (2007) e INE (2020), para computar el gasto de consumo se consideraron solamente los registros que tengan como destino el hogar y los códigos de producto que se correspondan a las divisiones que identifican los gastos de consumo (divisiones 1 al 12 de la CCIF). Asimismo, para los propósitos de este trabajo se consideraron los registros que presentan gasto positivo a nivel de CCIF, debido a que el foco está en el gasto que realizan los hogares y no en el ingreso que reciben por vender algunos de sus bienes.

Adicionalmente, para deflactar el gasto de consumo se utilizó el IPC por divisiones de la CCIF, tomando como base el mes de octubre de año 2005, mientras que para deflactar el ingreso se utilizó el IPC general tomando como base el mes anterior a la entrevista y año de referencia. De aquí que

---

<sup>11</sup> Las modificaciones y aperturas de nuevos productos se realizaron a un nuevo dígito (la CCIF de la ENGIH 2005-2006 tiene siete dígitos mientras que la CCIF de la ENGIH 2016-2017 tiene ocho dígitos), por lo que las CCIF de ambas encuestas son la misma a siete dígitos.

todos los resultados presentados estarán expresados a precios constantes de octubre 2005, pero a los efectos de no ser reiterativos se referirá únicamente a precios constantes.

A partir de las encuestas de gasto se obtiene el gasto para los distintos rubros y estos a su vez se descomponen en precio y cantidad. A los efectos de analizar la evolución del gasto en el tiempo, a continuación, se presenta la evolución de precios del período de estudio. Se aprecia que, si bien el índice general tuvo un crecimiento de 133% entre ambas encuestas, esta tasa fue muy heterogénea para los distintos rubros, presentando crecimiento de por encima de 200% para Restaurantes y Educación, casi de 200% para Bebidas alcohólicas, tabacos y estupefacientes<sup>12</sup> y una caída de precios en el rubro de las Comunicaciones. A los efectos de tener un punto de comparación, puede observarse que, en el período de estudio, el índice medio de salarios (IMS), presentó un crecimiento del 273%.

Tabla 3. Índice de Precios al Consumo por grandes rubros de gasto para los períodos de vigencia de la ENGIH 2005-2006 y 2016-2016

IPC	ENGIH 2005-2006	ENGIH 2016-2017	Variación
Índice general	102,80	239,37	132,9%
Alimentos y bebidas no alcohólicas	102,96	274,54	166,7%
Bebidas alcohólicas, tabaco y estupefacientes	100,09	292,31	192,1%
Prendas de vestir y calzado	100,54	159,00	58,1%
Vivienda	103,62	281,29	171,5%
Muebles, artículos para el hogar y para la conservación ordinaria del hogar	103,24	239,17	131,7%
Salud	103,84	223,92	115,6%
Transporte	101,53	176,79	74,1%
Comunicaciones	99,99	93,29	-6,7%
Recreación y cultura	102,29	181,26	77,2%
Educación	104,37	353,80	239,0%
Restaurantes y hoteles	104,62	330,42	215,8%
Bienes y servicios diversos	101,80	239,96	135,7%

Fuente: elaboración propia en base a IPC (Base diciembre 2010=100). INE

#### 4.2.1 Descripción de las variables utilizadas en el estudio

En esta sección se presentan las variables utilizadas en los modelos a estimar. La descripción de las variables utilizadas se encuentra en el Anexo A. La selección de las variables a considerar en el modelo está en línea con lo que sugiere la literatura y los antecedentes previamente reseñados. En este sentido el gasto se encuentra influenciado por características demográficas, regionales, económicas, que se detallan en la Tabla 4. Como puede observarse los principales cambios entre los años analizados corresponden al crecimiento de hogares con jefatura femenina, el aumento del nivel educativo promedio, una mayor proporción de hogares con jefes jubilados en detrimento de los hogares con jefes ocupados, y una leve modificación en la composición de los hogares a favor de hogares menos

<sup>12</sup> Esto se debe a la campaña contra el tabaquismo y la ley que regula el consumo de alcohol que fueron aprobadas durante el transcurso de ambas encuestas de gasto cuyo objetivo es desincentivar el consumo de estos productos y una de las medidas adoptadas ha sido la suba del IMESI (Impuesto Específico Interno) que grava el precio de cigarrillos y alcohol

numerosos. Asimismo, puede observarse un incremento del gasto real per cápita de 44% y del ingreso real per cápita del 53%; lo que se puede deber a un incremento del ahorro en el período (INE, 2007; INE, 2020).

Tabla 4. Valores promedio de las variables incluidas en las curvas de Engel estimadas. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

Dimensión	Variable	2005	2016
Características demográficas Región	Sexo jefe de hogar	62%	51%
	Edad de jefe de hogar	53	52
	Montevideo	42%	41%
Educación	Primaria	44%	30%
	Secundaria o ET <sup>13</sup> incompleta	35%	30%
	Secundaria o ET completa	8%	18%
	Terciaria no universitaria	3%	6%
	Universidad	11%	16%
Condición de actividad económica	Ocupado	68%	65%
	Inactivo	4%	6%
	Desocupado	6%	3%
	Jubilado	22%	26%
Composición del hogar	Cantidad de menores	0,84	0,72
	Unipersonal	19%	20%
	Pareja sin hijos	17%	18%
	Biparental con hijos	36%	36%
	Monoparental	10%	11%
	Extendido	16%	14%
	Compuesto	2%	2%
Económicas	Gasto promedio per cápita (precios de 2005)	7.023	10.123
	Ingreso promedio per cápita (precios de 2005)	7.768	11.873

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE.

## 5. Resultados obtenidos

La presentación de los resultados se divide en dos grandes apartados: el análisis descriptivo y el análisis econométrico. Dentro de cada uno de estos apartados se presenta un análisis del gasto alimenticio y no alimenticio. Luego se presenta un estudio más detallado dentro de esos dos grandes componentes del gasto y finalmente se presentan los resultados para algunos rubros específicos.

### 5.1 Análisis Descriptivo

En esta sección se realiza un análisis descriptivo de la estructura de gasto de los hogares para el total y por quintiles de ingreso para los años 2005-2006 y 2016-2017 (a los efectos de simplificar nos referiremos de ahora en más a 2005 y 2016 respectivamente).

En primer lugar, se presenta la estructura de gasto por quintiles para ambas encuestas y su variación (Tabla 5). Se observa un aumento de la participación relativa del gasto en el período de análisis para los primeros tres quintiles de ingreso y una caída para el último, así como un incremento relativo del gasto mayor para los primeros quintiles (Tabla B - 1). Esto pone en evidencia un efecto de

<sup>13</sup> Enseñanza Técnica

redistribución del ingreso que se observa también con la caída del índice de Gini para el ingreso y para el gasto, de 8,53 y 7,69 puntos porcentuales (pp) respectivamente. Esto va en línea con estudios previos basados en encuestas de hogares que señalan una caída de la concentración de ingresos en los últimos años (Burdín *et. al.*, 2019). De esta forma, se observa una mejora en el bienestar de los hogares uruguayos que se traduce en un crecimiento del gasto real para todos los hogares y en donde los hogares de menores ingresos pudieron incrementar en mayor medida su gasto.

Tabla 5. Estructura del gasto a precios constantes por quintiles de ingreso per cápita de los hogares y su variación. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017<sup>14</sup>.

Quintil	2005	2016	Variación
1	5,8%	8,3%	2,5%
2	10,6%	12,9%	2,3%
3	15,3%	16,9%	1,6%
4	22,6%	23,0%	0,4%
5	45,7%	38,9%	-6,8%
Total	100,0%	100,0%	
Coefficiente de Gini del ingreso	0,46	0,37	-0,09
Coefficiente de Gini del gasto	0,44	0,36	-0,08

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE.

En segundo lugar, se presenta el nivel y estructura de gasto alimenticio y no alimenticio por quintil de ingreso para ambos períodos de estudio. Siguiendo a Bove y Cerruti (2008) dentro del rubro alimentos se consideran alimentos y bebidas alcohólicas y no alcohólicas dentro y fuera de hogar<sup>15</sup>, el resto de los rubros forma parte del gasto no alimenticio. El gasto en alimentos en el período de estudio presentó un crecimiento del 25% a precios constantes, mientras que los precios de los alimentos presentaron un crecimiento del 67%. Es decir, aun a pesar del encarecimiento relativo del precio de los alimentos, los hogares vieron incrementado el gasto en términos reales y este crecimiento fue mayor para los más pobres (Tabla B - 2). Además, disminuye el peso de los alimentos en el total del presupuesto de los hogares en el período de estudio, con mayor incidencia en los quintiles más bajos de la distribución (Gráfico 1). Esto pone en evidencia el cumplimiento de la Ley de Engel en el tiempo, así como entre hogares, ya que la participación del gasto en alimentos disminuye a medida que aumentan los ingresos de los hogares y este coeficiente en el tiempo decrece para todos los hogares, pero en mayor medida para los hogares más pobres. De esta forma se evidencia la primera hipótesis de este trabajo.

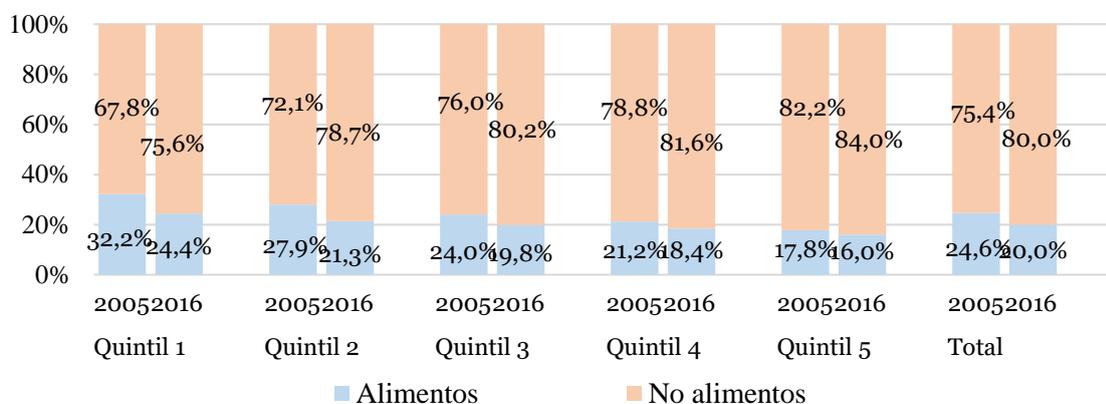
Esto va en línea con el trabajo de CEPAL (2014) en donde se verifica el cumplimiento de la Ley de Engel entre países de la región, incluido Uruguay. En el promedio regional, el decil de menores ingresos destina el 50% de su gasto a la adquisición de alimentos, mientras que el decil más rico destina el 22%.

<sup>14</sup> Los coeficientes presentan diferencias estadísticamente significativas entre un año y otro.

<sup>15</sup> En el rubro alimentos y bebidas se consideran todos los artículos del rubro 01; los artículos 211101 al 213102 del rubro 02 y los artículos 1111101 al 1111412 de rubro 11. Todos los restantes códigos quedaron clasificados en la categoría de bienes y servicios no alimenticios.

Como contrapartida de la caída en el gasto alimenticio, aumenta el peso del gasto no alimenticio en el período de análisis, especialmente en los quintiles más bajos de la distribución.<sup>16</sup>

Gráfico 1. Estructura del gasto alimenticio y no alimenticio per cápita a precios constantes de 2005. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.



Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE

Prestando mayor atención a la distribución entre el gasto en alimentos y no alimentos en el período de estudio, en el Gráfico 2 del Anexo B puede observarse que en ambos tipos de gasto se observa una menor desigualdad en 2016 que 10 años antes. Esto se observa además con el crecimiento del poder adquisitivo en el período de referencia en los quintiles más bajos de la distribución (Tabla B - 1 del Anexo B); lo que estaría señalando que además de cumplirse la ley de Engel, disminuyó la desigualdad en el consumo.

### 5.1.1. Gasto alimenticio

Si bien el gasto en alimentos puede considerarse un indicador del bienestar, pues refleja el acceso bienes considerados básicos, ya que los alimentos constituyen un insumo esencial para cubrir nuestras necesidades calóricas y nutricionales, interesa descomponerlo en tres grandes subgrupos.

En la Tabla 4 ya se mostró la proporción de hogares que reportan gasto positivo siendo el gasto en bebidas alcohólicas y en restaurantes los dos rubros dentro del gasto en alimentos que presentan una elevada tasa de censura. De todas formas, estas dos categorías son las que tienen menos peso dentro del grupo de alimentos para ambos períodos de tiempo. Como se observa en la Tabla 6, el gasto promedio per cápita a precios constantes aumentó en el período para el total de alimentos y disminuyó el peso de los mismos pasando de 24,6% en 2005 a 20% en 2016. Asimismo, la brecha del gasto entre los hogares del quintil 5 y los del quintil 1 se redujeron en todos los rubros del gasto alimenticio, pero principalmente en lo que respecta a comidas fuera del hogar. Esto último se debe a que tanto el peso

<sup>16</sup> Las variaciones en la estructura del gasto alimenticio y no alimenticio por quintil de ingreso son estadísticamente significativas.

del rubro restaurantes como el gasto promedio per cápita a precios constantes suben para los primeros tres quintiles de ingreso y bajan para los últimos dos<sup>17</sup> (Ver Anexo B Tabla B - 3 - Tabla B - 6).

Tabla 6. Estadísticas descriptivas para los componentes del gasto en alimentos. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.<sup>18</sup>

	Estructura de gasto promedio per cápita a precios constantes		Gasto promedio per cápita a precios constantes.		Gasto q5/q1	
	2005	2016	2005	2016	2005	2016
Alimentos y bebidas no alcohólicas	21,8%	17,3%	1.192,7	1.518,4	3,32	2,62
Bebidas alcohólicas	0,6%	0,4%	46,4	41,3	9,21	7,37
Restaurantes	2,3%	2,3%	205,5	246,5	17,65	7,22
Total alimentos	24,6%	20,0%	1.444,5	1.806,2	4,22	3,04

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE.

### 5.1.2. Gasto no alimenticio

En este apartado se analiza el gasto en Vestimenta y calzado (de ahora en más simplemente Vestimenta); Vivienda; Muebles, artículos para el hogar y su conservación (de ahora en más simplemente Muebles); Salud; Transporte; Comunicaciones; Recreación, cultura y servicios de alojamiento (de ahora en más simplemente Recreación); Educación y Bienes, servicios diversos, tabaco y estupefacientes (de ahora en más simplemente Bienes y servicios diversos). La definición de los productos que componen cada rubro se encuentra en la Tabla B - 16 del Anexo B.

Dentro de los componentes no alimenticios del gasto, varios rubros presentan problemas de censura. Uno de estos casos es el de la Educación, que se conforma por el gasto en cuotas y matrículas a instituciones de educación primaria, secundaria y universitaria, así como también de educación extracurricular. Para este rubro se computa gasto cero en una proporción de 81,7% y 82,5% de los hogares en ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017 respectivamente. Si bien esta proporción desciende a 31% y 26% al restringir el análisis a los hogares con menores de edad, el porcentaje sigue siendo elevado, debido principalmente a la gratuidad de gran parte del sistema educativo en Uruguay.<sup>19</sup> Aun cuando es inferior a la de Uruguay, Argentina también presenta una alta proporción de hogares con gasto cero en educación que abarca al 56,1% de los hogares (Echeverría y Berges, 2013).

Asimismo, los gastos en Vestimenta, Muebles, Salud, Transporte y Recreación también presentan censura elevada para ambos o alguno de los dos períodos de estudio. Si bien, debido al crecimiento del ingreso y del gasto real, es esperable encontrar una caída en la censura entre ambas encuestas en la mayoría de los rubros, para el caso de la Vestimenta y Muebles se observa un aumento de la

<sup>17</sup> Si bien esto resulta extraño, es consistente con la comparación intertemporal presentada en INE (2020) en donde el gasto promedio per cápita de Restaurantes y Hoteles desciende 4,4% para Montevideo entre ambas encuestas

<sup>18</sup> Los coeficientes presentan diferencias estadísticamente significativas entre un año y otro con excepción de Restaurantes.

<sup>19</sup> Los matriculados en el sistema de educación pública en la órbita de ANEP son del 84% para 2006 y del 82% para el año 2016 según información del Observatorio de ANEP.

proporción de gastos cero (Tabla 2). Esto resulta llamativo a priori y podría deberse a un posible error de captura de los datos. En este sentido, Perera (2020) encuentra un efecto fatiga en el reporte de los gastos diarios en el estudio de validación de la ENGIH 2016-2017 y hace énfasis en que el 20% del consumo final en Muebles se reporta en los formularios diarios (que se llevan a cabo en la semana período de referencia de la encuesta).

En la Tabla 7 se observa, con excepción del rubro Educación, un aumento del gasto promedio per cápita a precios constantes para todos los rubros. Asimismo, en lo que refiere a la estructura del gasto no alimenticio entre ambos períodos de tiempo, se destaca una caída en el peso del gasto en Vivienda y un aumento en el peso del gasto en Transporte, Comunicaciones y Recreación. La Vivienda es el rubro que tiene mayor peso en la estructura de gasto total en ambos años y también el rubro que presentó mayor descenso en su participación. Si bien se observa una caída en su ponderación para todos los quintiles de ingreso, ésta resultó más pronunciada para los hogares ubicados en los primeros tres quintiles; aunque el gasto promedio per cápita a precios constantes aumento entre ambos períodos para todos los quintiles. (Anexo B. Tabla B - 8 y Tabla B - 9).

Tanto el rubro de Transporte, como Comunicación y Recreación aumentan su participación en el gasto entre ambos períodos, al tiempo que disminuye la brecha de consumo entre quintiles. Esto último puede deberse, en parte, al menor crecimiento de sus precios en relación al IPC general. De todas formas, el resultado no es inmediato y puede estar influyendo, además, un efecto ingreso. Sin embargo, se encuentran algunas diferencias entre el comportamiento de estas categorías: mientras que el crecimiento del gasto en Transporte es mayor para los quintiles más altos, en Comunicaciones aumenta en mayor proporción para los quintiles más bajos (Anexo B. Tabla B - 10 y Tabla B - 11). El rubro Recreación, por su parte, presenta una tasa de crecimiento casi uniforme para todos los estratos de ingreso, pero el crecimiento del ingreso promedio destinado al consumo de este rubro fue muy superior en los primeros tres quintiles, lo cual explica la disminución de la brecha entre los extremos.

Los rubros Vestimenta y Bienes y servicios diversos presentan un crecimiento y una disminución leve respectivamente, así como una moderada reducción de la brecha entre quintiles, no encontrándose grandes diferencias en la estructura, pero sí en el promedio del gasto entre ambos años. En línea con la reducción de la desigualdad, los hogares de los quintiles más bajos incrementaron el gasto en estos dos rubros en mayor medida que los que se encuentran a la derecha de la distribución del ingreso (Anexo B. Tabla B - 10 - Tabla B - 11).

Por su parte, el gasto en Salud aumentó su participación dentro de la estructura de gasto en estos diez años, pero cuando se observa por quintiles de ingreso, se constata un aumento en la participación para los primeros tres quintiles y una caída para los restantes. El cociente entre el gasto del quintil 5 y del quintil 1 pasa de 11,7 en 2005 a 3,4 en 2016. A su vez, el gasto promedio per cápita a precios constantes presenta una tasa de crecimiento para los primeros dos quintiles por encima del 100%, en

tanto el promedio de la tasa de crecimiento del gasto para toda la población es del 42% (Anexo B. Tabla B - 8- Tabla B - 11).

Para la comprensión de este crecimiento hay que tener presentes dos aspectos: el primero, ya se mencionó anteriormente y consiste en que una parte del gasto en Salud es imputado. Más específicamente el 62% del gasto en el rubro salud corresponde al gasto imputado por FONASA y esa proporción del gasto es decreciente con el ingreso. Mientras que en el quintil 1 el peso del FONASA en Salud es del 68%, en el quintil 5 desciende a 46%. La segunda refiere a que en el año 2008 - en medio de las dos encuestas de gasto - se implementa la reforma de la Salud, cuyo objetivo fue la universalización en el acceso, lo cual generó un cambio en cuanto a la forma de la cobertura e incorporación de personas al sistema.<sup>20</sup>

Los restantes rubros muestran una caída moderada entre ambos años y un estrechamiento de la brecha entre los quintiles 1 y 5. En lo que respecta al rubro Muebles, si bien cae su participación entre ambos períodos, esta reducción fue mayor para los quintiles más bajos (Anexo B. Tabla B - 10 y Tabla B - 11). Debido a que este rubro contiene productos muy heterogéneos, entre ellos bienes duraderos, que en el período de estudio su consumo se ha generalizado debido al aumento del ingreso, al abaratamiento de sus precios y a la expansión de determinadas pautas de consumo (PNUD, 2018), se buscará profundizar en algunos de los bienes que componen el rubro de Muebles.

Finalmente, en lo que refiere al gasto en Educación, si bien se contrajo para el conjunto de los hogares, se encuentra que creció para los primeros quintiles y cayó para los últimos, resultando en un estrechamiento de brecha de 18 pp (Anexo B. Tabla B - 10 y Tabla B - 11). De todas formas, la interpretación de este dato debería tratarse con cautela, ya que la censura en este rubro es muy elevada.

---

<sup>20</sup> Esto explica también la caída de la proporción de hogares que reportan gasto cero en el rubro salud. Las principales diferencias con el sistema anterior consisten en que la incorporación de nuevos usuarios que antes no tenían cobertura (ej: algunos trabajadores del sector público) y la forma en la que se incorporan. En el viejo sistema DISSE, los usuarios se encontraban asegurados a título individual, es decir, su cobertura se garantizaba con el pago de una “cuota mutual”. En el nuevo sistema pasan de un aseguramiento individual a estar cubiertos por el FONASA; en donde los pagos a los prestadores pasan a depender de la edad y sexo del asegurado (Llambí *et. al.*, 2010; Carrasco e Isabella, 2013).

Tabla 7. Estadísticas descriptivas para los componentes del gasto no alimenticio. Años 2005-2006 y 2016-2017.

	Estructura de gasto promedio per cápita a precios constantes		Gasto promedio per cápita a precios constantes		Gasto Q5/Q1	
	2005	2016	2005	2016	2005	2016
Vestimenta	4,1%	4,3%	257,9	414,0	5,51	3,04
Vivienda	30,7%	25,9%	2.046,1	2.587,6	7,63	5,54
Muebles	4,1%	3,3%	335,5	400,4	9,73	7,65
Salud	11,1%	13,3%	845,2	1.200,9	11,66	3,41
Transporte	8,8%	9,8%	792,8	1.279,4	14,50	8,21
Comunicaciones	4,4%	9,4%	323,6	888,0	11,31	3,75
Recreación	5,3%	7,3%	458,9	839,4	14,71	6,80
Educación	1,3%	1,2%	136,8	137,3	23,63	5,74
Bienes y servicios diversos	5,6%	5,5%	381,9	569,7	6,93	4,63
Total no alimentos	75,4%	80,0%	977,6	1.546,3	9,53	5,17

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE.

### 5.1.3. Gasto en bienes específicos

Finalmente, con el propósito de entender algunos cambios en las estructuras de gasto no alimenticio se han seleccionado algunos bienes o servicios que se encuentran dentro de los rubros que experimentaron un mayor crecimiento en la estructura de gasto en estos diez años: Transporte, Comunicaciones y Recreación.<sup>21</sup> De igual manera a los efectos de comprender la enigmática variación en el rubro Muebles, que como se dijo anteriormente, contiene bienes durables, que en estos 10 años se han vuelto de consumo generalizado, también se ahondará en este rubro. De estas formas, tal como se pudo apreciar en la Tabla 2 de la sección 0 se trata esta vez de bienes puntuales y por eso la gran presencia de gasto cero para la mayoría de los bienes seleccionados.

Dentro del rubro de Transporte se separó el Transporte privado del público, dado que, como se observa en la Tabla 8, muestra un comportamiento diferente: mientras el Transporte privado aumenta su participación en el período dentro del total del rubro, el Transporte público cae en más de 10 puntos porcentuales. Asimismo, la censura aumenta para ambos rubros entre ambas encuestas, pero en una proporción elevada de casi 10 pp para el transporte público, lo que podría explicar en parte la caída del gasto promedio per cápita entre ambos períodos, mientras que el gasto en transporte privado se duplica.<sup>22</sup> Si se analiza el gasto por quintiles, se observa que los quintiles que disminuyen el gasto en transporte público son los más ricos; mientras que los más pobres incrementan el gasto en transporte público. Pero, de todas formas, el transporte privado aumenta para todos los quintiles y en mayor medida para los hogares más pobres (Anexo B Tabla B - 12 - Tabla B - 15).<sup>23</sup>

Por otra parte, a diferencia de lo que ocurre en Muebles, los Electrodomésticos muestran en el período un crecimiento en el peso dentro del rubro y una caída de los hogares que reportan gasto cero (Tabla

<sup>21</sup> La definición de los bienes específicos se encuentra en la Tabla B - 16 del Anexo B.

<sup>22</sup> La proporción de gasto cero se presenta en la Tabla 2.

<sup>23</sup> Hay que tener presente que la venta de autos okm entre 2006 y 2017 fue de 260% para Uruguay según Asociación de Concesionarios de Marcas de Automotores (ASCOMA).

2). Asimismo, el gasto per cápita en los 10 años de estudio muestra una mayor tasa de crecimiento para los hogares de menores ingresos (Anexo B Tabla B - 12 - Tabla B - 15).

Las Comunicaciones son el rubro que ha experimentado los mayores cambios en estos diez años. En primer lugar, se observa la caída sustancial de hogares que reportan gasto cero en telefonía celular, mientras que lo contrario ocurre con la telefonía fija (Tabla 2). En segundo lugar, el peso de la telefonía fija y celular en el total del rubro se invierte en el período, aumentando en 45 pp el peso de la telefonía celular en detrimento de la telefonía fija. En tercer lugar, el gasto promedio per cápita se multiplica por 6 en telefonía celular, mientras que la telefonía fija se mantiene igual. Finalmente, la brecha de gasto entre los quintiles desciende para ambos subrubros, en mayor medida en el caso de la telefonía celular.

Finalmente, dentro del rubro Recreación se seleccionaron los artículos de tecnología de la información incluyendo televisores, computadoras, videojuegos, etc; por haber sufrido en estos 10 años una enorme penetración en los hogares uruguayos (INE, 2016). Esto se observa con la caída de hogares que no reportan gasto entre ambas encuestas, pero no es tan claro en cuanto al peso de las tecnologías en el rubro de la Recreación. Esto último podría deberse al incremento del ingreso real y a la caída de los precios internacionales (Rosoff, 2015). Las cantidades por su parte se han incrementado. Mientras en 2005 el 24% de los hogares reportaba tener una computadora, en 2016 esa cifra asciende a 58%, exceptuando las del Plan Ceibal. Este comportamiento de los precios se observa a partir de la pequeña variación del gasto per cápita a precios constantes entre ambas encuestas y que el IPC del rubro Recreación, en estos 10 años creció la mitad que el IPC general (72% vs 132%). A la vez, la participación crece para los hogares posicionados en el primer quintil, disminuyendo para los restantes.

Tabla 8. Estadísticas descriptivas para el gasto en bienes específicos. Años 2005-2006 y 2016-2017.

Rubro general	Rubro específico	Peso de rubro específico dentro del rubro general		Gasto promedio per cápita a precios constantes.		Gasto Q5/Q1	
		2005	2016	2005	2016	2005	2016
Transporte	Transporte privado	59,3%	72,2%	637,0	1132,4	23,8	9,8
Transporte	Transporte público	40,7%	27,8%	155,8	147,0	3,3	2,4
Muebles	Electrodomésticos	8,9%	17,0%	39,5	52,3	10,5	3,9
Comunicaciones	Telefonía celular	30,9%	75,8%	94,4	663,0	11,8	3,2
Comunicaciones	Telefonía fija	69,1%	24,2%	229,2	225,0	11,1	6,2
Recreación	Tecnología	59,7%	44,5%	237,6	274,1	12,3	4,2

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE.

Finalmente es interesante notar que las menores brechas entre los hogares ubicados en el quintil 5 y en el quintil 1 en el último período de análisis se dan en los electrodomésticos, en la telefonía móvil, y en los productos de tecnología. Esto va en línea con lo expuesto en CEPAL (2014) en donde se sostiene que el aumento de la difusión de los bienes duraderos ha sido mayor en los estratos bajos, lo que se ha traducido en una equiparación en el acceso.

## 5.2 Análisis Econométrico

En este apartado se presentan los resultados de las estimaciones de las curvas de Engel bajo la especificación W-L y DL, para los distintos rubros de gasto. Siguiendo el mismo orden que en el análisis descriptivo, se presentan los resultados de las estimaciones para el gasto alimenticio, no alimenticio y para el gasto de los rubros específicos previamente definidos.

En el cuerpo del texto se presentan únicamente los coeficientes del gasto. Debido a restricciones de espacio, las estimaciones de los restantes parámetros que conforma cada modelo, así como los resultados de los test de Husman para verificar la presencia de endogeneidad se presentan en el Anexo C.<sup>24</sup> Asimismo, en las Tabla C - 3 y Tabla C - 4 del Anexo C se presentan las pruebas habitualmente utilizadas para chequear a validez de los instrumentos. Se rechaza la hipótesis de debilidad de los instrumentos, lo que sugiere que el instrumento empleado es adecuado. Además, en la Tabla C - 6 del Anexo C se pueden consultar las estimaciones por MCO.

A continuación, en la Tabla 9 se presenta el coeficiente del gasto total per cápita que explica el gasto alimenticio y no alimenticio bajo las especificaciones W-L y DL. Antes de analizar los resultados de las estimaciones, conviene recordar que la interpretación del coeficiente que acompaña al logaritmo del gasto per cápita en la estimación W-L es distinta a la DL. En la primera se observa en cuanto varía en promedio la proporción del gasto destinado a determinado rubro ante el incremento del gasto total en un 1%; mientras que con la especificación DL se observa directamente la elasticidad del gasto. Asimismo, las elasticidades calculadas a partir de la estimación de la especificación W-L se presentan en el Anexo C Tabla C - 7. Por lo tanto, en la especificación W-L se observa el signo y en la DL si el valor del coeficiente se encuentra por encima o debajo de la unidad.<sup>25</sup>

En las estimaciones para el gasto alimenticio y no alimenticio, el término cuadrático en el logaritmo del gasto per cápita fue descartado por no resultar significativo (Anexo C Tabla C - 1). Este hallazgo es consistente con la estimación para la demanda de alimentos que realiza Banks *et. al.* (1997) para Reino Unido. Asimismo, para Uruguay se cuenta con las estimaciones realizadas por Pereyra y Rossi (1998) y Troncoso (2003). Si bien ninguna se realiza mediante un modelo QUAIDS, una de las especificaciones planteadas por Pereyra y Rossi (1998) incluye un término no lineal en el logaritmo de gasto total y los resultados no presentan casi variación.

En primer lugar, a partir de la especificación DL se puede apreciar que la elasticidad del gasto en alimentos es positiva y menor a la unidad para ambos períodos, lo que da cuenta de su carácter de

---

<sup>24</sup>Se rechazada la hipótesis nula del test de Husman de exogeneidad de los instrumentos al 95% de confianza para la mayoría de los rubros excepto para Muebles y Transporte en la especificación DL para el año 2005 (Anexo C Tabla C - 2). Dado que la mayoría de las variables resultaron endógenas se descarta la estimación de regresiones cuantílicas.

<sup>25</sup> Los coeficientes del resto de las covariables para la especificación DL no se presentan en el Anexo por un tema de espacio, pero se encuentran disponibles en González V. (2021).

bienes necesarios en contraposición con el gasto no alimenticio que tiene una elasticidad superior a la unidad. Esto va en línea con los hallazgos de Vigorito (1996), Peri (2000) y Pereyra y Rossi (1998) que encuentran elasticidades menores a la unidad para el gasto en alimentos para Uruguay a partir de la EGIH 1994-1995.<sup>26</sup> Asimismo, interesa destacar que la variación en los coeficientes del gasto en alimentos y no alimentos para el total es pequeña en el período de estudio.

En segundo lugar, se observa que la proporción del gasto en alimentos es decreciente con el gasto (-0,0674 y -0,0694) en el tiempo, pero dicha caída no resulta estadísticamente significativa. Esto mismo se observa en la caída en la elasticidad de 0,720 a 0,710<sup>27</sup>, por lo que a partir de estos coeficientes no podríamos aportar evidencia sobre el cumplimiento de la segunda hipótesis planteada en este trabajo a favor del cumplimiento de la ley de Engel en el tiempo. De todas formas, las caídas de los coeficientes resultaron estadísticamente significativas entre las dos encuestas a partir del Test de Chow.<sup>28</sup>

En tercer lugar, de la estimación de la especificación DL por quintiles de ingreso se desprende que la elasticidad del gasto en alimentos cae en mayor magnitud para los hogares más pobres. Al igual que en el análisis descriptivo, se encuentra evidencia de una menor dispersión de las elasticidades del gasto entre los distintos estratos de ingreso en el período de estudio. Importa subrayar que la caída de la elasticidad del gasto en alimentos para los hogares ubicados en el primer quintil es muy superior a la de los restantes quintiles, y, además, el Test de Chow resultó significativo al 5% de confianza. Para los restantes quintiles se observa un acercamiento de las elasticidades.

Por otro lado, a nivel agregado, la elasticidad del gasto en los bienes no alimenticios se mantiene prácticamente que incambiada, aumentando para los primeros quintiles y disminuyendo para el último.

---

<sup>26</sup> Vigorito (1996) encuentra que el coeficiente el gasto en alimentos de la especificación W-L para los años 1994-1995 es de -0,0936 y Pereyra y Rossi (1998) encuentran que la elasticidad del gasto en alimentos es de 0,61 para esta misma encuesta.

<sup>27</sup> En el Anexo C Tabla C - 7 se presenta la elasticidad calculada a partir de la especificación W-L en donde se registra una caída mayor para alimentos de 0,74 a 0,66.

<sup>28</sup> Los resultados del Test de Chow para todas las variables dependientes se encuentran en el Anexo C Tabla C - 8.

Tabla 9. Curvas de Engel. Coeficientes estimados del gasto según especificación para el total y por quintil de ingreso (variables instrumentales). 2005-2006 y 2016-2017.

	Proporción del gasto (W-L)				Logaritmo del gasto (DL)			
	2005		2016		2005		2016	
	Alimenticio	No alimenticio	Alimenticio	No alimenticio	Alimenticio	No alimenticio	Alimenticio	No alimenticio
Total	-0.0674*** (0.00385)	-0.0694*** (0.00509)	0.0674*** (0.00385)	0.0694*** (0.00509)	0.720*** (0.0247)	0.710*** (0.0299)	1.099*** (0.00575)	1.100*** (0.00840)
Quintil 1	-0.0292 (0.0239)	-0.106*** (0.0324)	0.0292 (0.0239)	0.106*** (0.0324)	1.090*** (0.168)	0.719*** (0.179)	1.063*** (0.0373)	1.183*** (0.0579)
Quintil 3	-0.0164 (0.0364)	-0.0723 (0.0483)	0.0164 (0.0364)	0.0723 (0.0483)	0.792*** (0.211)	0.634** (0.259)	1.016*** (0.0514)	1.106*** (0.0689)
Quintil 5	-0.0501*** (0.00823)	-0.0416*** (0.0131)	0.0501*** (0.00823)	0.0416*** (0.0131)	0.699*** (0.0686)	0.691*** (0.120)	1.062*** (0.0106)	1.051*** (0.0162)

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE.

En lo que refiere al resto de las covariables, que se presentan en las Tabla C - 3 y Tabla C - 4 del Anexo C, se observa que, si el jefe de hogar es varón, la participación en el presupuesto en alimentos aumenta con el gasto. Esto va en línea con los resultados encontrados en Vigorito (1996) y Vigorito y Rodríguez (2003).

Asimismo, la edad y la edad al cuadrado del jefe de hogar presentan signo positivo, aunque la magnitud del coeficiente es muy pequeña, mientras que la variable que hace referencia a la diferencia de consumo entre la capital del país y el interior no resultó ser significativa. En lo que refiere a la composición del hogar, que como ya se mencionó en la revisión de antecedentes (Echeverría y Berges (2013), Moro y Sckokai (2000), Pizzolito (2007)) juega un rol importante en la determinación del gasto en alimentos en el hogar, no resultaron significativas para el año 2005 pero si para el año 2016, ilustrando que los hogares compuestos o extendidos- en comparación con los hogares unipersonales- así como la cantidad de menores, son lo que en promedio destinan una menor proporción de su presupuesto al consumo de alimentos. Esto último va en línea con la presencia de economías de escala que ya se demostró en trabajos anteriores para Uruguay (Vigorito,1996; Peri, 2000 y Vigorito y Rodríguez, 2003).

El nivel educativo del jefe resultó ser significativo en 2005 pero no para 2016, aludiendo a que, a mayor nivel educativo del jefe de hogar, menor el presupuesto del hogar destinado a alimentos. Los antecedentes no son muy concluyentes respecto a esta variable, ya que pocos estudios encuentran evidencia de una asociación positiva entre nivel educativo y gasto en alimentos, por lo que podría no tener un efecto independientemente del ingreso. Por último, las variables que hacen referencia al mercado de trabajo no resultaron significativas para ninguno de los dos años.

### 5.2.1 Gasto no alimenticio

Como se mostró anteriormente, la variación del coeficiente asociado al gasto no alimenticio en ambas especificaciones en términos generales es significativa pero casi nula (Tabla 9). Esta aparente

estabilidad se explica por la caída en el coeficiente de alguno de sus componentes y el aumento en otros. Interesa, asimismo, destacar que los cambios en los coeficientes para todos los componentes del gasto no alimenticio entre ambos años resultaron estadísticamente significativos en la media, según los resultados obtenidos a partir del Test de Chow (Tabla C - 8).

Como fue mencionado en la sección de estrategia empírica, a los efectos de evitar una tasa elevada de censura en los datos y convalidar el problema de endogeneidad, los componentes del gasto no alimenticio en esta sección se agruparán como se indica en la Tabla C - 10 del Anexo C.

A continuación, en la Tabla 10 y Tabla 11 se presentan los coeficientes asociados a los modelos W-L y DL. Interesa destacar en primer lugar, que dentro de los rubros que componen el rubro no alimentos, con la excepción del gasto en Vivienda que es un bien necesario, todos son bienes suntuarios. Si bien no presenta elasticidad superior a la unidad como para clasificarse como bien suntuario, el gasto en Vivienda muestra un crecimiento en el período concentrado en los hogares más ricos, llegando incluso a ser suntuario para los hogares ubicados en la mediana de la distribución. Esto va en línea con los hallazgos de Pereyra y Rossi (1998) a partir de la EGIH 1995-1996 que encontraron una elasticidad inferior a la unidad cuando en el modelo empleaban otras covariables y apenas superior a uno, si no incluían ninguna otra variable explicativa adicional al gasto. Esto puede deberse a la presencia de economías de escala, ya que el trabajo de Pereyra y Rossi (1998) consideraba la cantidad de miembros del hogar, y en el presente trabajo las variables que hacen referencia a número de integrantes y composición del hogar inciden negativamente en el gasto en Vivienda.

En segundo lugar, otro hallazgo importante radica en que en la especificación W-L se observa un cambio de signo en los coeficientes asociados al gasto en Salud y Comunicaciones, pasando de ser positivo en 2005 para luego tornarse negativo en 2016. Esto estaría implicando un cambio de categoría; servicios que en 2005 eran suntuarios, diez años más tarde se vuelven bienes necesarios, lo que lleva a no rechazar la segunda hipótesis de este trabajo.

Sin embargo, en la especificación DL, esto se observa únicamente para los quintiles de ingreso ubicados en la cola derecha de la distribución, pero no para el total. En el caso del gasto en Salud, puede vincularse -como ya fue mencionado en el análisis descriptivo - al cambio en el sistema de salud, así como a la imputación realizada por FONASA. Se realizó la estimación excluyendo la imputación del gasto por DISSE y FONASA para 2005 y 2016 respectivamente y las elasticidades resultantes son superiores a las presentadas en la Tabla 11 (que incluyen el gasto en DISSE y FONASA)<sup>29</sup>. La elasticidad del gasto en Salud sin estas imputaciones presenta elasticidad superior a uno en la media y para todos los quintiles (menos el último), por lo que considerar o no el seguro de salud en la

---

<sup>29</sup> Los coeficientes del rubro Salud excluyendo a DISSE y FONASA no se presentan por un tema de espacio, pero se encuentran disponibles en González V. (2021).

estimación arroja resultados distintos. De todas formas, este rubro merece un análisis más profundo que escapa al propósito de este estudio pero que se podría retomar en futuros trabajos.

Por su parte, el rubro de Comunicaciones presenta un cambio importante en el período y que se corresponde con la mayor accesibilidad al servicio de telefonía móvil. El cambio de signo de la elasticidad en la especificación W-L así como la caída de la elasticidad en la especificación DL en más del doble, siendo apenas superior a la unidad, da cuenta de una mayor generalización del gasto en este rubro. Asimismo, si se analiza la elasticidad para los distintos quintiles de ingreso se puede observar que en 2005 es un rubro suntuario para todos los quintiles y en 2016 solo lo es para los primeros tres quintiles, siendo un bien necesario para los hogares más ricos. Malvasio y Seijas (2010) constataban una importante penetración de la telefonía celular para 2005-2006 correlacionada altamente con el ingreso e identifican una sustitución de la telefonía fija por la telefonía celular, en base al efecto sustitución encontrado a partir de la elasticidad precio cruzada.

Mientras tanto el gasto en Muebles experimentó en estos 10 años un aumento del coeficiente del gasto en la especificación W-L y de la elasticidad del gasto y esto se vio reflejado en todos los quintiles de ingreso, pero con mayor énfasis en los más bajos, aun cuando estos últimos son los que presentan menor censura en este rubro (Tabla B - 7)

Por otra parte, en Vestimenta, se observa una caída estadísticamente significativa en el coeficiente asociado al gasto para ambas especificaciones entre ambos períodos. Asimismo, en la especificación DL se observa un crecimiento de la elasticidad para todos los hogares, pero más pronunciada en los hogares más ricos. Es decir, si bien se trata de un rubro en el que, ante un aumento del gasto total, el gasto aumenta más que proporcionalmente, en el período de estudio ese aumento fue mayor en los hogares más ricos. Este comportamiento diferencial entre hogares posicionados en distinta parte de la distribución de ingreso puede deberse a que la vestimenta es considerada un bien visible dentro de la literatura que estudia el consumo posicional (Heffetz, 2011).

El rubro de Transporte es el que presenta mayor coeficiente del gasto en la especificación W-L y DL en ambos períodos - con la excepción del rubro Salud para 2005 en el modelo DL -, observándose un crecimiento en el tiempo (Tabla 10 y Tabla 11). Sin embargo, si se observa la variación de ese coeficiente por quintiles de ingreso, la evolución es muy dispar, dado que se reducen para los hogares del primer quintil, en tanto aumenta para los quintiles más altos. Es necesario tener presente que en este grupo se incluye tanto el transporte público como el privado, cuyo consumo podría responder a pautas de consumo distintas. De hecho, en el período de análisis, la cantidad de hogares que reportan tener automóvil se duplicó y la tasa de crecimiento fue mayor en los primeros tres deciles. Por tal motivo en la próxima sección se estudiará más en profundidad este rubro.

En lo que respecta al rubro que surge como resto, dado que es una agrupación de rubros heterogéneos y que no presentan grandes variaciones en el período omitiré su interpretación y en la sección siguiente desagregaré algunos rubros que son de interés.

Tabla 10. Coeficientes estimados del gasto para los componentes de gasto no alimenticio según especificación W-L para el total y por quintiles de ingreso. Variables instrumentales\*. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

**Proporción del gasto**

Variables	2005						
	Vestimenta	Vivienda	Muebles	Salud	Transporte	Comunicaciones	Resto
Total	0.00796*** (0.00144)	-0.0686*** (0.00404)	0.0113*** (0.00116)	0.0482*** (0.00303)	0.0622*** (0.00371)	0.0131*** (0.00137)	0.0340*** (0.00257)
Quintil 1	0.0121 (0.0109)	-0.0577** (0.0247)	-0.000868 (0.00389)	0.133*** (0.0241)	0.0665** (0.0306)	0.0444*** (0.0109)	0.0232 (0.0155)
Quintil 3	0.00557 (0.0118)	-0.0975*** (0.0293)	0.0116** (0.00468)	0.0115 (0.0287)	0.0292 (0.0311)	0.00540 (0.0115)	0.0650*** (0.0194)
Quintil 5	-0.000640 (0.00328)	-0.0222** (0.0105)	0.0229*** (0.00322)	-0.0460*** (0.00630)	0.0683*** (0.0111)	-0.00232 (0.00292)	0.0246*** (0.00880)
2016							
Variables	Vestimenta	Vivienda	Muebles	Salud	Transporte	Comunicaciones	Resto
Total	0.00593*** (0.00193)	-0.0277*** (0.00526)	0.0225*** (0.00149)	-0.00755** (0.00344)	0.0762*** (0.00434)	-0.0129*** (0.00145)	0.0345*** (0.00306)
Quintil 1	0.00820 (0.00721)	-0.0342 (0.0262)	0.0138*** (0.00235)	0.0926*** (0.0270)	0.0295** (0.0132)	0.0113*** (0.00363)	0.00601 (0.00986)
Quintil 3	-0.0218 (0.0235)	0.0380 (0.0564)	0.0234*** (0.00386)	-0.0389 (0.0238)	0.0747 (0.0521)	-0.0240*** (0.00421)	0.0587 (0.0363)
Quintil 5	0.00999* (0.00602)	-0.00826 (0.0198)	0.0333*** (0.00487)	-0.0439*** (0.0121)	0.0675*** (0.0200)	-0.0303*** (0.00421)	0.0130 (0.0139)

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE

\*La excepción fue el rubro Muebles para el 2005 que se estimó mediante MCO

Tabla 11. Coeficientes estimados del gasto para los componentes de gasto no alimenticio según especificación DL para el total y por quintiles de ingreso. Variables instrumentales\*. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

<b>Logaritmo del gasto</b>							
<b>2005</b>							
Variables	Vestimenta	Vivienda	Muebles	Salud	Transporte	Comunicaciones	Resto
Total	1.566*** (0.0745)	0.781*** (0.0125)	1.282*** (0.0312)	2.646*** (0.0755)	2.396*** (0.0598)	2.229*** (0.0678)	1.389*** (0.0257)
Quintil 1	2.218*** (0.571)	0.898*** (0.0799)	1.008*** (0.0906)	5.426*** (0.763)	2.960*** (0.219)	3.783*** (0.595)	1.365*** (0.160)
Quintil 3	0.898 (0.669)	0.671*** (0.0975)	1.249*** (0.118)	1.699*** (0.525)	2.469*** (0.232)	1.612*** (0.565)	1.679*** (0.255)
Quintil 5	1.224*** (0.177)	0.894*** (0.0367)	1.441*** (0.0770)	0.594*** (0.116)	1.707*** (0.122)	1.114*** (0.0838)	1.223*** (0.0737)
<b>2016</b>							
Variables	Vestimenta	Vivienda	Muebles	Salud	Transporte	Comunicaciones	Resto
Total	1.528*** (0.0890)	0.925*** (0.0245)	1.825*** (0.0753)	1.711*** (0.0617)	2.414*** (0.0874)	1.160*** (0.0567)	1.393*** (0.0498)
Quintil 1	1.651*** (0.298)	0.896*** (0.114)	2.024*** (0.279)	3.602*** (0.400)	2.306*** (0.414)	2.028*** (0.351)	1.468*** (0.346)
Quintil 3	1.113 (1.103)	1.246*** (0.327)	2.727*** (0.898)	0.883** (0.406)	3.624*** (0.992)	1.384*** (0.387)	1.565*** (0.344)
Quintil 5	2.170*** (0.429)	0.927*** (0.0918)	2.234*** (0.344)	0.447*** (0.140)	2.307*** (0.355)	0.504*** (0.0988)	1.111*** (0.0919)

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE.

\*La excepción fue el rubro Muebles para el 2005 que se estimó mediante MCO

En lo que refiere al resto de las covariables, (Anexo C Tabla C - 14 - Tabla C - 19), se observa que las características sociodemográficas resultaron significativas para casi todos los rubros. En lo que refiere a las variables sociodemográficas, se puede observar que si el jefe es varón incide negativamente en la participación del gasto en bienes no alimenticios, con excepción del gasto en transporte donde incide positivamente. En lo que refiere a la edad y la edad al cuadrado resulta significativa para todos los componentes del gasto incidiendo la edad del jefe de hogar de forma positiva en la participación del gasto en los rubros de Vivienda, Transporte y Comunicaciones a tasa creciente para el rubro de Viviendas y a tasa decreciente para Transporte y Comunicaciones.

A diferencia de lo que se mostró para el gasto en alimentos, en los rubros no alimenticios la variable que hace referencia a la región de residencia de los hogares resulta significativa en casi la totalidad de los rubros, presentando una incidencia negativa en ambos modelos para ambos años en Vestimenta y Muebles. Para el rubro Transporte, la incidencia de la variable región es negativa, pero solo significativo para 2016 y en la especificación DL ocurre al revés, siendo positivo y solo significativo en 2005. Importa nuevamente recordar que, al considerar conjuntamente el transporte público con el privado, el efecto puede ser confuso y además la magnitud e importancia del transporte público en la capital es mucho mayor que en el interior del país, por lo que la interpretación de este coeficiente se puede esclarecer al desagregarse.

Por otra parte, el nivel educativo del jefe de hogar presenta una incidencia positiva y creciente con el nivel para el gasto en Vivienda, pero decreciente en el tiempo. Lo contrario ocurre para Salud, en donde presenta una elasticidad negativa y creciente con el nivel de educativo, pero decreciente en el tiempo.

En lo que refiere a la composición del hogar se observa que cuando aumenta el número de menores en el hogar se destina más presupuesto al gasto en Vestimenta y Muebles, pero esa proporción en el período de estudio disminuye para el gasto en Vestimenta y aumenta para el gasto en Muebles. Es importante tener presente que la Vestimenta en el período de estudio presentó un crecimiento de los precios muy por debajo del IPC general.<sup>30</sup>

Asimismo, la cantidad de menores incide positivamente en el *share* del gasto en Transporte en 2005, en tanto 10 años después su incidencia se vuelve negativa, mientras que para los rubros de Vivienda y Comunicación es negativa en ambos años. Por otro lado, en lo que respecta a la tipología de hogar en los hogares biparentales, monoparentales y extendidos se destina una mayor proporción de su presupuesto al gasto en prendas de vestir, con respecto a los hogares unipersonales, al tiempo que no se encuentran prácticamente variación en el período de análisis. Lo contrario sucede para estos tipos de hogares que en conjunto con los hogares biparentales con hijos destinan una menor proporción del gasto en Vivienda, pero este *share* disminuye en el tiempo. Esto puede estar asociado a la presencia de economías de escala que se da en los hogares más numerosos y la caída en el tiempo se puede deber a la caída de la proporción de los hogares más numerosos en estos últimos 10 años.

Con respecto al gasto en Salud, se observa una asociación positiva y creciente entre el gasto en salud y el tamaño de hogar, pero que decrece en el tiempo. Por su parte, para los rubros Transporte y Comunicaciones, el *share* es creciente con la composición del hogar, siendo los hogares extendidos, compuestos y biparentales con hijos los que presentan mayor coeficiente - en comparación con los hogares unipersonales- y esta incrementa para estos hogares en el período de estudio. Esto va en línea con Echeverría y Berges (2013) que sostienen que los hogares que gastan relativamente más en Transportes y Comunicaciones son los integrados por más de un adulto y/o menores de 14 años; mientras que los hogares unipersonales y los que tienen fuerte presencia de mayores destinan menor proporción de su presupuesto en este rubro. Esto podría asociarse al uso del transporte de personas en edades activas para desplazarse a su lugar de trabajo y para trasladar a menores a centros educativos.

---

<sup>30</sup> En parte puede deberse a las masivas importaciones desde China que debido a su bajo precio condujo a que el consumo de prendas de vestir sea más accesible (Uruguay XXI, 2018; Gallota, 2017).

Respecto a la situación ocupacional del jefe, resulta significativa para explicar el gasto en Vivienda y Salud. De esta forma, si el jefe es inactivo, desocupado o jubilado tienen una incidencia positiva, aunque pequeña - con respecto a si el jefe está ocupado - a gastar más en Vivienda, y este coeficiente aumenta en el tiempo para los hogares con jefe jubilado o desocupado. En Salud, son los hogares con jefe jubilado o pensionista los que presentan una incidencia positiva en el *share* del gasto en salud. Asimismo, en el modelo DL se observa que el coeficiente asociado a hogares con jefes jubilados tiene una incidencia creciente entre ambas encuestas, mientras que para los hogares con jefe desocupado o inactivo el coeficiente cae.

Del análisis de las estimaciones para el resto de las covariables por quintiles de ingreso en la especificación W-L, las variables que resultaron significativas fueron las que refieren a la composición de los hogares, lo cual se liga a las economías de escala (Deaton y Muellbauer, 1980.a). La cantidad de menores resultó significativa para explicar la participación del gasto en todos los rubros, pero no en toda la distribución del ingreso. A modo de ejemplo, para explicar el share de Vestimenta, Vivienda y Salud resultó significativa la variable cantidad de menores para los hogares ubicados en los primeros tres quintiles de ingreso, mostrando una incidencia negativa para el primer rubro y positiva para los otros dos (Anexo C. Tabla C - 14 Tabla C - 15 y Tabla C - 17).

Asimismo, la variable tipología de hogar también resultó significativa en ambos períodos para explicar el gasto en Vivienda, Transporte y Comunicación. En este sentido, pertenecer a un hogar extendido o compuesto se asocia a un menor *share* del gasto en Vivienda para los hogares ubicados en los primeros quintiles -en comparación con los hogares unipersonales-, pero esta incidencia negativa cae en el período de estudio para estos hogares, y se mantiene prácticamente incambiada para los hogares más ricos. Es decir, en 2005 los hogares extendidos ante un aumento del gasto total disminuían su participación del gasto en Vivienda en casi 12% y los compuestos en 15%; diez años después esa caída es de 7% y 8% respectivamente para los hogares ubicados en el primer quintil de ingreso.<sup>31</sup>

En el Transporte, para ambos modelos son los hogares extendidos, compuestos y biparentales pertenecientes al primer quintil de ingreso los que presentan mayor incidencia para explicar el *share* del gasto o el gasto per cápita de este rubro, mostrando coeficientes muy distintos entre quintiles para las mismas tipologías en 2005. Sin embargo, en 2016 los coeficientes asociados a todas las tipologías de hogares caen para los primeros quintiles y aumentan para los últimos y aumentan en mayor medida para los hogares monoparentales, parejas sin hijos o biparentales con hijos. Es decir, la mayor incidencia se da en los hogares menos numerosos y más ricos, a diferencia de lo que ocurría en 2005 lo que da la pauta de que la composición en el consumo del rubro transporte cambió y pudo haber un

---

<sup>31</sup> Además, en el período de análisis la proporción de hogares extendidos se reduce en 2 pp (Tabla 4)

crecimiento del transporte privado en detrimento del transporte público. Esto se analiza con más detalle en la próxima sección.

Finalmente, el rubro Comunicación fue el que en este período atravesó los mayores cambios, posiblemente debido a su mayor accesibilidad y abaratamiento del servicio (EUTIC, 2019). Cuando se lo analiza por quintiles de ingreso, los coeficientes asociados a las distintas tipologías de hogares en la especificación DL en 2005 son considerablemente mayores para los primeros quintiles en relación a los últimos, pero siempre con signo positivo. Sin embargo, en 2016, los coeficientes se reducen fuertemente para todas las tipologías y en todos los quintiles. Interesa remarcar que los hogares pertenecientes al primer y tercer quintil presentan una elasticidad positiva aún en 2016, sin que persistan las grandes brechas entre los distintos tipos de hogar como sucedía en 2005. Esta evolución podría deberse a la generalización en el acceso a las Comunicaciones.

### 5.2.2. Gasto en bienes específicos

En esta sección se presentan las estimaciones de los bienes específicos previamente definidos. En primer lugar, en todos los bienes seleccionados se verificó un cambio en los coeficientes entre ambas encuestas, estadísticamente significativo a partir del test de Chow (Anexo C Tabla C - 8) y además se observó para todos los bienes una caída de la elasticidad, a excepción de la telefonía fija.<sup>32</sup>

Comenzando por el Transporte se observa en primer lugar que el transporte público es un servicio necesario, mientras que el transporte privado es un servicio suntuario, presentando diferencias por quintiles de ingreso. Incluso el transporte público es suntuario para los hogares más pobres en ambos períodos de tiempo. Mientras que la elasticidad o el *share* del gasto del transporte público decrece a medida que aumenta el ingreso del hogar; la elasticidad o el *share* del gasto en transporte privado crece con el ingreso de hogar. Asimismo, si se observa la variación en el tiempo, la elasticidad del gasto decrece para ambos tipos de transporte, pero en mayor medida para el transporte privado.

---

<sup>32</sup> Los coeficientes de las regresiones para el resto de las covariables están disponibles en González V. (2021).

Tabla 12. Coeficientes estimados del gasto para el gasto en Transporte público y privado para los modelos W-L y DL para el total y por quintiles de ingreso. Variables instrumentales\*. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017

	Proporción del gasto				Logaritmo del gasto			
	2005	2016	2005	2016	2005	2016	2005	2016
	Transporte privado		Transporte público		Transporte privado		Transporte público	
Total	0.0938*** (0.00392)	0.108*** (0.00498)	- (0.00263)	- (0.00169)	4.026*** (0.126)	3.545*** (0.0873)	0.722*** (0.108)	0.201 (0.211)
Quintil 1	0.0716*** (0.0233)	0.0405*** (0.0136)	0.0384*** (0.00863)	0.0158*** (0.00500)	3.550*** (0.854)	3.155*** (0.189)	2.365*** (0.319)	1.407* (0.808)
Quintil 3	0.0455 (0.0358)	0.103* (0.0609)	-0.00510 (0.00703)	-0.0148** (0.00625)	2.860** (1.256)	3.957*** (0.300)	1.338*** (0.412)	-1.065 (2.547)
Quintil 5	0.110*** (0.0123)	0.103*** (0.0222)	-0.0320*** (0.00311)	-0.0155*** (0.00384)	4.079*** (0.299)	3.599*** (0.236)	-1.985*** (0.291)	-2.843*** (0.980)

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE.

\*La excepción fue el rubro Transporte público para el 2005 y para el 2016 en la especificación W-L que se estimó mediante Tobit.

Por otra parte, el gasto en telefonía fija y celular, como ya se adelantó, exhibe un comportamiento bien dispar. Mientras que la telefonía fija continúa presentando una elasticidad superior a la unidad en ambos años, la telefonía celular pasa de ser un servicio suntuario en 2005 a ser necesario en 2016. Esto se observa a partir de la lectura del coeficiente en la especificación W-L y de la elasticidad calculada para esta especificación en el Anexo C Tabla C - 27. Sin embargo, no se observa a partir de la especificación DL en donde se ve la caída de la elasticidad, pero que se mantiene apenas por encima de la unidad. Esto pone evidencia el fenómeno anteriormente mencionado de la penetración de la telefonía celular. Si se lo analiza por quintiles de ingreso, se observa que este rubro solo es un bien suntuario en 2016 para los hogares posicionados en el primer quintil de ingreso, resultando un bien necesario para los restantes quintiles.

Tabla 13. Coeficientes estimados del gasto para el gasto en Telefonía fija y móvil para los modelos W-L y DL para el total y por quintiles de ingreso. Variables instrumentales\*. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017

	Proporción del gasto				Logaritmo del gasto			
	2005	2016	2005	2016	2005	2016	2005	2016
	Telefonía móvil		Telefonía Fija		Telefonía móvil		Telefonía Fija	
Total	0.0152*** (0.00126)	-0.0101*** (0.00136)	0.0101*** (0.00139)	0.00506*** (0.00104)	3.116*** (0.149)	1.046*** (0.0355)	2.512*** (0.0951)	2.681*** (0.155)
Quintil 1	0.0284** (0.0128)	0.0107*** (0.00353)	0.0543*** (0.0145)	0.0248*** (0.00375)	3.353*** (1.186)	1.398*** (0.0720)	5.011*** (0.944)	5.885*** (1.342)
Quintil 3	0.0114 (0.00991)	-0.0207*** (0.00403)	0.00521 (0.0114)	-0.000164 (0.00311)	2.760** (1.302)	0.881*** (0.101)	2.652*** (0.815)	0.466 (1.740)
Quintil 5	0.0112*** (0.00280)	-0.0208*** (0.00409)	-0.00858*** (0.00234)	-0.00729*** (0.00204)	2.791*** (0.292)	0.863*** (0.117)	0.999*** (0.179)	1.002** (0.428)

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE.

\*La excepción es el rubro Telefonía móvil y fija para el 2005 en la especificación W-L y para el 2016 la telefonía móvil en ambas especificaciones que se estimaron mediante Tobit.

Finalmente, en la Tabla 14 se presenta la estimación del gasto en Electrodomésticos y Tecnología, la cual da cuenta de una caída estadísticamente significativa del gasto para la especificación DL. Sin

embargo, ambos rubros presentan un aumento en la elasticidad del gasto para los hogares más pobres, que cobra mayor importancia en el rubro Tecnología que en los Electrodomésticos. Más aun, la elasticidad para el gasto en Electrodomésticos para los hogares más ricos pasa de ser un bien suntuario en 2005 para ser un bien necesario 10 años después.

Tabla 14. Coeficientes estimados del gasto para el gasto en Electrodomésticos y Tecnología para los modelos W-L y DL para el total y por quintiles de ingreso. Variables instrumentales\*. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

	Proporción del gasto				Logaritmo del gasto			
	2005	2016	2005	2016	2005	2016	2005	2016
	Electrodomésticos		Tecnología		Electrodomésticos		Tecnología	
Total	0.0137*** (0.00106)	0.00344*** (0.000895)	0.0311*** (0.00200)	0.00305** (0.00142)	2.840*** (0.151)	1.736*** (0.175)	3.505*** (0.122)	2.159*** (0.106)
Quintil 1	0.0194*** (0.00385)	0.0151*** (0.00531)	0.0465*** (0.0149)	0.0279*** (0.00894)	2.496*** (0.404)	2.812*** (0.674)	2.581*** (0.931)	4.069*** (0.664)
Quintil 3	0.0219*** (0.00406)	-0.00657 (0.0113)	0.0818*** (0.0246)	0.0156 (0.0156)	4.151*** (0.589)	0.896 (2.347)	5.975*** (1.395)	2.521** (1.200)
Quintil 5	0.00700*** (0.00200)	-0.000707 (0.00336)	0.00426 (0.00363)	-0.00750* (0.00390)	1.906*** (0.364)	0.553 (0.857)	2.406*** (0.278)	1.463*** (0.369)

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE.

\*La excepción es el rubro Electrodomésticos para el 2005 en la especificación W-L y Tecnología en 2016 para la especificación DL que se estimaron mediante Tobit.

Del análisis de bienes específico se observan notorias diferencias en el acceso a estos bienes entre ambos períodos de tiempo y por estratos de ingresos. Dentro de los bienes seleccionados, los teléfonos celulares son los que presentan una mayor penetración y sin grandes diferencias por estratos de ingresos.<sup>33</sup> Las mayores disparidades se verifican en el transporte privado que sigue presentando la mayor elasticidad del gasto para ambos períodos de tiempo y para todos los estratos de ingreso.

Finalmente, el rubro de Telefonía móvil pone en evidencia la segunda hipótesis de este trabajo en donde se observa un cambio en la elasticidad del gasto total de tal magnitud que pasa de ser suntuario en 2005 a ser necesario en 2016. Asimismo, con los Electrodomésticos se evidencia la tercera hipótesis de este trabajo, en donde solo para los hogares más ricos se presencia un cambio de elasticidad en el tiempo pasando de ser un bien suntuario en 2005 a ser un bien necesario en 2016.

## 6. Reflexiones finales

A partir de un estudio comparativo de las últimas dos encuestas de gasto para Uruguay, se constata en primer lugar, un crecimiento tanto del gasto como del ingreso per cápita de los hogares a precios constantes, así como una reducción de la desigualdad para ambas variables. Esto también se refleja

<sup>33</sup> Esto va en línea con lo planteado en CEPAL (2014).

con la mayor apropiación del gasto por parte de los hogares de menores ingresos. Esto implica que el nivel y disparidades de bienestar, entendido como acceso al consumo, se redujeron.

En segundo lugar, se observa una caída en el peso de los alimentos en el total del gasto entre ambas encuestas, lo que pone en evidencia el cumplimiento de la ley de Engel a lo largo del tiempo. Asimismo, si bien siguen siendo los quintiles más pobres los que destinan una mayor proporción de su gasto al consumo de alimentos, en el análisis intertemporal se encontró que la caída en el peso del gasto en alimentos para los hogares más pobres fue mucho más pronunciada que para los hogares más ricos. Esta constatación sugiere que hay evidencia del cumplimiento de la ley de Engel entre hogares para un mismo momento del tiempo. Interesa remarcar que, para estudios posteriores, sería interesante estudiar los alimentos de forma desagregada para observar cambios a la interna de los mismos.

En tercer lugar, se encontró una caída muy leve y no significativa en la elasticidad del gasto en alimentos y un aumento en la elasticidad en el gasto no alimenticio en el período de estudio, manteniendo el primero su carácter de grupo de bienes necesarios y los segundos su carácter de bienes suntuarios. Al igual que en el análisis de las estructuras, en el análisis de las estimaciones se observaron mayores cambios en las elasticidades para los hogares más pobres. Más en concreto, la caída de la elasticidad del gasto en alimentos para los hogares más pobres fue mucho mayor que para los hogares más ricos, no detectándose para estos últimos cambios estadísticamente significativos entre ambos años.

Por otra parte, dentro de los rubros no alimenticios disminuye ligeramente el peso de la Vivienda, pero sigue siendo el más importante en la estructura del gasto. De igual modo, desciende el peso de Muebles, y en contraposición aumenta Salud, Transporte, Comunicaciones y Recreación, sobresaliendo la tasa de crecimiento de Comunicaciones en la estructura del gasto. El resto de los rubros permanecen prácticamente incambiados.

Los rubros Salud y Comunicaciones son los que afrontaron cambios más importantes en este período de tiempo, presentando cambio de pendiente en la curva de Engel según la especificación W-L. El primero de ellos, atravesó en el período de estudio una reforma de gran magnitud que se ve reflejado en los resultados de este trabajo en donde pasa de ser un servicio suntuario a ser necesario y con elasticidades distintas por estratos de ingreso que son sensibles a la imputación del gasto en FONASA. El otro rubro, las Comunicaciones, ha sido el sector con mayor dinamismo, con una importante penetración de la telefonía celular que se debió, en gran parte, a la caída de los precios. Si bien, la caída en la elasticidad para ambos rubros se da en todos los quintiles de ingreso, es más pronunciada en los más pobres y, en lo que respecta a Comunicaciones en 2016, las brechas entre quintiles se acortan sustancialmente.

Por otro lado, el rubro Transporte es un bien suntuario, pero cuando se lo discrimina entre público y privado se observa que lo es únicamente para el transporte privado, presentando la mayor elasticidad y mostrando a diferencia de los otros rubros, un crecimiento en la elasticidad para los hogares más ricos.

Con respecto a las restantes covariables empleadas en los modelos, las variables que refieren a la composición del hogar fueron las que resultaron más significativas para explicar el gasto en Vivienda, Salud, Transporte y Comunicaciones, resultando los hogares más numerosos, los que presentan mayor coeficiente. Con excepción del rubro Vivienda en donde las tipologías de hogar más numerosas, así como la cantidad de menores inciden negativamente en el gasto en Vivienda, lo que indica la presencia de economías de escala en el consumo a medida que aumenta el tamaño del hogar. Las variables de mercado de trabajo contribuyeron a explicar el gasto en Vivienda y Salud. En este último caso, se encuentra que si el jefe es jubilado el gasto en Salud es mayor con respecto a los hogares con jefe ocupado. Este coeficiente crece entre ambos períodos de la encuesta.

Del análisis de los rubros específicos se comprobó que sus elasticidades caen en el tiempo, con excepción de la Telefonía fija, lo que lleva a no rechazar la hipótesis de consumo generalizado. Asimismo, la Telefonía móvil pasó de ser un bien suntuario en 2005 a ser un bien necesario 10 años después, según la especificación W-L, lo mismo sucedió con los Electrodomésticos, pero solamente para los hogares de mayores ingresos.

Los resultados descriptivos y econométricos sugieren de forma consistente que en el período de estudio hubo una mejora del bienestar, que se observó con un mayor gasto por parte de todos los hogares. Asimismo, las tasas de crecimiento del gasto en consumo fueron mayores para los hogares más pobres, por lo que se evidenció en un acceso más igualitario a los distintos bienes.

Finalmente, este estudio se propuso trabajar la censura y la endogeneidad de manera simultánea a partir de ecuaciones separadas y con una gran cantidad de covariables, pero en el futuro se podría estimar un sistema de ecuaciones del tipo AIDS o QUAIDS con menor cantidad de covariables y calcular también las elasticidades precio y precios cruzadas, para tener un análisis más completo. Asimismo, queda pendiente un estudio en mayor profundidad de cuál es la mejor forma de corregir la censura, y se podría probar utilizar los métodos bietápicos que utilizan algunos de los antecedentes reseñados. Por último, sería interesante incorporar las externalidades del grupo de referencia en el análisis para analizar si el gasto en los distintos rubros presenta externalidades derivadas de las interacciones sociales y los umbrales relativos.

## 7. Referencias bibliográficas

- Amarante, V. y Ferrando, M. (2011). Consumo de servicios de energía y agua en la población uruguaya. Montevideo: FCEA - Instituto de Economía. Serie documentos de trabajo DT 5/11.
- Amarante, V., Bucheli, M., Olivieri, C., y Perazzo, I. (2011). Redistributive effects of indirect taxes: comparing arithmetical and behavioral simulations in Uruguay. Documentos de Trabajo (Working Papers) 2311, Department of Economics - dECON.
- Amemiya, T. (1984). Tobit models: A survey. *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 24(1-2), 3-61.
- Atkinson, A. B., Gomulka, J., y Stern, N. H. (1990). Spending on alcohol: evidence from the Family Expenditure Survey 1970-1983. *The Economic Journal*, 100(402), 808-827.
- Atkinson, A. y Brandolini, A. (2001). Promise and Pitfalls in the Use of 'Secondary' Data-Sets: Income Inequality in OECD Countries as a Case Study. *Journal of Economic Literature* 39(3):771-99.
- Banks, J., Blundell, R. y Lewbel, A. (1997). Quadratic Engel Curves and Consumer Demand. *Review of Economics and Statistics*. 79: 527-539.
- Barrientos-Marín, J. y Arango-Sánchez, E. (2019). La curva de Engel de los hogares en Medellín, Colombia 2012-2015. *Apuntes del CENES*, 38(68), 185 - 212. <https://doi.org/10.19053/01203053.v38.n68.2019.8479>
- Beneito, P. (2003). A complete system of Engel curves in the Spanish economy, *Applied Economics*, 35:7, 803-816, DOI: 10.1080/0003684022000040948.
- Berges, M., Casellas, K. (2002). A Demand System Analysis of Food for Poor and non-Poor Households. The Case of Argentina. X EAAE Congress "Exploring Diversity in the European Agri-Food System", Zaragoza (España).
- Blundell, R., y Robin, J. (1999). Estimation in Large and Disaggregated Demand Systems: An Estimator for Conditionally Linear Systems. *Journal of Applied Econometrics*, 14(3), 209-232.
- Bove, I. y Cerruti, F., 2008. Los alimentos y bebidas en los hogares: ¿Un factor de protección o de riesgo para la salud y el bienestar de los uruguayos? Encuesta Nacional de Gasto e Ingresos de los Hogares 2005-2006. Montevideo: Instituto Nacional de Estadística.
- Byrne, P. y Capps Jr, O. (1996). Does Engel's Law Extend to Food Away from Home? *Journal of Distribution Food Research*, 27(2), 22-32
- Cameron, A. C., y Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge University Press.
- Carbajal, F. y De Melo, G. (2008). Volatilidad cíclica y arquitectura financiera doméstica, un estudio histórico comparado. El caso de Uruguay y Nueva Zelanda. Serie Documentos de investigación estudiantil, DIE 01/2008. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.
- Carrasco, P., Isabella, F., Rius, A (2013). Impacto de la Reforma de Salud sobre la asignación y distribución de recursos. Segundo Informe del Convenio OPS/IECON En el Marco del Proyecto Regional "Avance y Consolidación de la Cobertura Universal en Salud- Uruguay".
- Carugati, M. (2008). Estimación de Curvas de Engel en Argentina. Universidad Nacional de Mar del Plata. Facultad de Ciencias Económicas y Sociales. Tesis de grado. Licenciatura en Economía.
- CEPAL (2014). Pactos para la igualdad: hacia un futuro sostenible, CEPAL, [http://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/36692/6/LCG2586SES353s\\_es.pdf](http://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/36692/6/LCG2586SES353s_es.pdf)

- Charles, K. K., Hurst, E., y Roussanov, N., (2009). Conspicuous consumption and race. *The Quarterly Journal of Economics*, 124 (2), 425-467.
- Clements, K. W., y Si, J. (2018). Engel's law, diet diversity, and the quality of food consumption. *American Journal of Agricultural Economics*, 100(1), 1-22.
- Colafranceschi, M., Leites, M., y Salas, G. (2018). Progreso multidimensional en Uruguay: dinámica del bienestar de las clases sociales en los últimos años. Montevideo: PNUD Uruguay
- Cortés, D., y Pérez, J. E. (2010). El consumo de los hogares colombianos, 2006-2007: estimación de sistemas de demanda. *Revista Desarrollo y Sociedad*, No. 66, pp. 7-44.
- Cortina, A. (2002). *Por una ética del consumo* (p. 349). Madrid: Taurus.
- Deaton, A. (1997). *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*. Washington, D.C.: The World Bank.
- Deaton, A. y Muellbauer, J. (1980). *Economics and consumer behavior*. Cambridge University Press.
- Deaton, A. y Muellbauer, J. (1986). On measuring child costs: with applications to poor countries. *Journal of Political Economy*, Vol.94 (4), Agosto, pp.720-744.
- Deaton, A. y Paxson, C. (1998). Economies of Scale, Household Size and the Demand for Food. *Journal of Political Economy*, Vol. 106, pp.897-930.
- Deaton, A. y Zaidi, S. (2002). *Guidelines for constructing consumption aggregates for welfare analysis*. Princeton: Department of Economics, Princeton University.
- Duesenberry, J. S. (1949). *Income, Savings and the Theory of Consumer Behavior*. Harvard University Press, Cambridge: Mass.
- Engel, E. (1857). Die Productions - und Consumptionsverhaeltnisse des Koenigsreichs Sachsen. *Zeitschrift des Statistischen Bureaus des Koniglich Sachsischen Ministeriums des Inneren*, Number 8 und 9, Reprinted in the Appendix of Engel (1895)
- Echeverría, L. y Berges, M., (2013). Estimación de escalas de equivalencia asociadas a un mínimo nivel de bienestar. Nülan. Deposited Documents 1894, Universidad Nacional de Mar del Plata, Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Centro de Documentación.
- Frank, R. (1985). The demand for unobservable and other nonpositional goods. *American Economic Review*, 75(1), 101-116.
- Frank, R. (2005). Positional Externalities cause large and preventable welfare loses, *The American Economic Review*, 95(2),137-141.
- Frank, R. (2007). *Falling behind: How rising inequality harms the middle class* (Vol. 4). University of California Press.
- Gallota, F (2017). *Desafíos de la moda local. El rol del diseñador textil frente a la crisis de competitividad del sector de la confección del tejido plano en la Industria Textil uruguaya*. Tesis de grado. Universidad de la República. Facultad de Arquitectura, Diseño y Urbanismo. Escuela Universitaria Centro de Diseño.
- García Arancibia, R., Rossini, G. y Depetris Guiguet, E. (2011). Un modelo de elección multinomial de consumo de alimentos fuera del hogar con datos de encuesta de hogares. *Cuadernos del CIMBAGE*, 13, 1-24.
- García Arancibia, R (2013). Curvas de Engel de alimentos fuera del hogar según circunstancia de consumo. el caso de Argentina. *Cuadernos de Economía*, 32(59), 211-234.

- González, V. (2021) “Estimación de curvas de Engel para el gasto de los hogares uruguayos. Una comparación de las encuestas de gasto de los hogares entre 2005/06 y 2016/17.” Trabajo final de la Maestría en Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.
- Gorga, R., Leites, M. y Vigorito, A. (2016). El consumo de bienes visibles y el rol del grupo de referencia. Un análisis para cuatro países latinoamericanos. Serie Documentos de Trabajo, DT 13/2016. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.
- Guerrero, R. (2014). Estimación de sistemas de ecuaciones de demanda para tipos de carnes en argentina para el periodo 1996/97 – 2012/13. Universidad Nacional de Mar del Plata. Facultad de Ciencias Económicas y Sociales. Instituto de economía (IE) – instituto nacional de tecnología agropecuaria (INTA)
- Heffetz, O. (2011). A Test of Conspicuous Consumption: Visibility and Income Elasticities, *The Review of Economics and Statistics* 93 (4), 1101–1117.
- Holcomb, R., Park, J. y Capps, O. Jr. (1995). Revisiting Engel’s Law: Examining Expenditure Patterns for Food at Home and Away Home. *Journal of Distribution Food Research*, 26(2), 22-32.
- Houthakker, H.S. (1957). An International Comparison of Household Expenditure Patterns, Commemorating the Century of Engel's Law, *Econometrica*, 25, 532-551.
- Instituto Nacional de Estadística (2007). Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos 2005-2006. Metodología y Resultados. Republica Nacional del Uruguay. Instituto Nacional de Estadística. Montevideo-Uruguay.
- Instituto Nacional de Estadística (2020). Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos 2016-2017. Metodología y Resultados. Republica Nacional del Uruguay. Instituto Nacional de Estadística. Montevideo-Uruguay.
- Ishida, A., Law, S., y Aita, Y (2003). Changes in food consumption expenditure in Malaysia. *Agribusiness*, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 19(1), 61-76.
- Kamil, H., y Lorenzo, F. (1998). “Caracterización de las fluctuaciones cíclicas en la economía uruguaya”, *Revista de Economía*, Segunda Época. Vol. 5, N°1. BCU. pp. 83-140.
- Kaus, W. (2013). Conspicuous Consumption and "Race": Evidence from South Africa. *Journal of Development Economics*. 100(1): 63-73
- Kaus, W. y Chai, A. (2013). Signalling to whom? Conspicuous spending and the local density of the social group income distribution. *Papers on Economics and Evolution* #1218
- Koenker, R., y Bassett, G. (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*, 33-50.
- Leser C (1963). Forms of Engel Functions. *Econometrica*. 31: 694-703.
- Lewbel, A., y Pendakur, K. (2008). Estimation of collective household models with Engel curves. *Journal of Econometrics*, 147(2), 350-358.
- Little, R. J. A. y Rubin, D. B. (1987) *Statistical Analysis with Missing Data*. New York: John Wiley & Sons.
- Llambí, C., Oddone, G., Perera, M., y Velázquez, C. (2010). Estudio sobre impacto distributivo del gasto público social en Uruguay. *Notas Técnicas# IDB-TN*, 189.

- Londoño, D., E. Londoño y A. Ramírez. 2011. Un sistema casi ideal de demanda para el gasto en Colombia: Una estimación utilizando el método generalizado de los momentos en el período 1968-2007. *Ecos de Economía* 15(32): 39-58
- Malvasio, L. y Seijas, M. (2010). Sustitución entre telefonía móvil y telefonía fija: El caso uruguayo. Serie Documentos de investigación estudiantil, DIE 02/2010. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.
- Mas-Colell, A., Whinston, y Green (1995). *Microeconomic Theory*, Oxford University Press, USA.
- Mas-Collel, W., y MD, G. JR (1995). *Microeconomic Theory*.
- Mendina, F. y Fuentes, A. (1996). Evaluación de la captación del ingreso de los hogares. Versión revisada, con datos preliminares. Programa para el Mejoramiento de los Sistemas de Información Socioeconómica en el Uruguay. Instituto Nacional de Estadística y Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Menezes, T; Azzoni, C, y Silveira, F (2008) Demand elasticities for food products in Brazil: a two-stage budgeting system, *Applied Economics*, 40:19, 2557-2572, DOI: 10.1080/00036840600970187.
- Meyer, B. y Sullivan, J. (2003). Measuring the Well-Being of the Poor Using Income and Consumption. NBER Working Paper No. 9760 June 2003 JEL No. D12, I32
- Mordecki, G. (2017). Uruguay en democracia: treinta años de evolución económica (1985-2015). Serie Documentos de Trabajo, DT 08/2017. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.
- Moro, D., y Sckokai, P. (2000). Heterogeneous preferences in household food consumption in Italy. *European Review of Agricultural Economics*, 27(3), 305-323.
- Navarro, P., y Guevara, C. (2013). Detección de instrumentos débiles al corregir endogeneidad en modelos logit binarios. Congreso Chileno de Ingeniería de Transporte, (16). Consultado de <https://revistas.uchile.cl/index.php/CIT/article/view/28413/30104>
- Nayyar, G. (2009). The Demand for Services in India. A Mirror Image of Engel's Law for Food? Working Paper 451, University of Oxford. Department of Economics Working Paper Series
- OIT (2003). Informe II. Estadísticas de ingresos y gastos de los hogares. Décimo séptima conferencia Internacional de Estadísticos del Trabajo. Oficina Internacional del Trabajo Ginebra.
- Önder, K. (2017). The Effect of the Period that Turkey is going Through on the Household Expenditures of Burdur Province: Engel Curve Analysis. *Turkish Economic Review*, 4(2), 216-225.
- Pangaribowo, E. H., & Tsegai, D. W. (2011). Food demand analysis of Indonesian households with particular attention to the poorest. *ZEF-Discussion Papers on Development Policy*, (151).
- Perera, M. (2020). Estudio de validación de la Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos de los Hogares de 2016-2017.
- Pereyra, A. y Rossi, M. (1999). Los bienes ambientales, ¿constituyen un bien de lujo?, *Revista de la Escuela de Economía y Negocios*, año I, n° 3, Universidad Nacional de General San Martín, San Martín, Provincia de Buenos Aires.
- Peri, A. (2000). Consumption Patterns in Uruguay: Between Culture and the Economy. Tesis doctoral, Universidad de Austin, Texas.

- Pizzolito, G. (2007). Curvas de Engel de Alimentos, Preferencias Heterogéneas y Características Demográficas de los Hogares: Estimaciones para Argentina. Documento de Trabajo N° 45. CEDLAS. Universidad Nacional de La Plata. Enero.
- Powell, J. L. (1984). Least absolute deviations estimation for the censored regression model. *Journal of Econometrics*, 25(3), 303-325.
- Prais, S. J. (1952). Non-Linear Estimates of the Engel Curves. *The Review of Economic Studies*, 20(2):87-104.
- Prais., S, y Houthakker, H. (1955). *The analysis of family budgets*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Puhani, Patrick A. (2000). The Heckman correction for Sample selection and its critique. Siaw, University of St. Gallen.
- Rius, A. y Román, C. (2015). Consumo y crecimiento en América Latina y el Caribe: las luces del bienestar y las sombras de la sostenibilidad. Serie Documentos de Trabajo, DT 10/2015. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.
- Rodríguez, E. y Berges, M. (1998). Algunos modelos alternativos que explican las decisiones de consumo en alimentos. Un intento de aplicación empírica. *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*. Asociación Argentina de Economía Política. Número 1354, [www.aaep.org/espa/anales/index.html](http://www.aaep.org/espa/anales/index.html)
- Rodríguez, E. Bergues, M. y Casella, K. (2001). Diferencias regionales en el consumo de alimentos de los hogares argentinos. *Revista Argentina de Economía Agraria, Nueva Serie*, Vol. IV, N°1, pp.3-11.
- Rojas Ardila, F. C. (2017). Gasto en alimentos de primera necesidad en Antioquia y Valle del Cauca: un análisis mediante la curva de Engel para la encuesta nacional de calidad de vida 2014. Retrieved from <https://ciencia.lasalle.edu.co/economia/512>.
- Rossini, G., y Depetris Guiguet, E. (2008). Demanda de Alimentos en la Región Pampeana Argentina en la Década de 1990: Una Aplicación del Modelo LA-AIDS. *Revista Agroalimentaria* N° 27, pp. 55-65.
- Rosoff, M. (2015). Why is tech getting cheaper? The World Economic Forum COVID Action Platform. <https://www.weforum.org/agenda/2015/10/why-is-tech-getting-cheaper/>
- Sen, A. (1970). *Collective Choice and Social Welfare*. San Francisco: Holden-Day.
- Sen, A. (1984). *Resources, Values and Development*. Oxford: Basil Blackwell.
- Sen, A. (1993). Capability and Well-being, en M. Nussbaum y A. Sen (eds.) *The Quality of Life*. Oxford, Clarendon Press. (Traducción de R. Reyes, en Nussbaum y Sen (eds.) *La calidad de vida*. Tercera reimpresión, México, Fondo de Cultura Económica, 2002).
- Sen, A. (1999). *Development as freedom*. Oxford University Press.
- Thanga, J.L. (2013). Food Price Elasticities from Household Survey Data in India: An Application of Single Equation and System Demand Models.
- Shamsudin, M. N., Mohamed, Z., Abdullah, A. M., & Radam, A. (2009). Evidence of Engel curves in food away from home: A study of Malaysia.
- Shonkwiler, J. y Yen S. (1999). Two-Step Estimation of Censored System of Equations, *American Journal of Agricultural Economics*, N° 81, Vol. 4, pp. 972-982.

- Stock, J. H., & Yogo, M. (2002). Testing for weak instruments in linear IV regression (No. t0284). National Bureau of Economic Research.
- Thanga, J.L. (2013). Food Price Elasticities from Household Survey Data in India: An Application of Single Equation and System Demand Models.
- Troncoso, C. (2003). Demanda interna de alimentos de origen animal. Instituto de Economía. Serie documentos de trabajo DT 11/03.
- Varian, H. R. (1992). Microeconomic analysis. New York: Norton.
- Veblen, T. (1899). The theory of the leisure class: an economic study of institutions. Repr., Kila, MT: Kessinger, 2004.
- Vigorito, A. (1996). Economías de escala en el gasto de los hogares: una estimación de escalas de equivalencia, Instituto Nacional de Estadística, mimeo, Montevideo.
- Vigorito, A. y Rodríguez, S. (2003). Economías de escala y bienestar de los hogares. Nuevas estimaciones de escalas de equivalencia. (Versión preliminar para discusión).
- Wooldridge, J. (2002). Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. Cambridge, The MIT Press. Capítulo 17 y 18.
- Working H (1943). Statistical Laws of Family Expenditures. Journal of the American Statistical Association. 38: 43-56.
- Uruguay XXI (2018). Informe Anual de Comercio Exterior
- Xu, K., Ravndal, F., Evans, D., Carrin, G., (2009). Assessing the reliability of household expenditure data: Results of the World Health Survey. Health Policy, Elsevier, vol. 91(3), pages 297-305, August.
- Yen, S. (2004). A Multivariate Sample-Selection Model: Estimating Cigarette and Alcohol Demands with Zero Observation. American Journal of Agricultural Economics, Vol. 87, N° 2, pp. 453 - 466.
- Yen, S., Biing-Hwan, L. (2005). A Sample Selection Approach to Censored Demand Systems. American Journal of Agricultural Economics, Vol. 88, N° 3, pp. 742 - 749.

## Anexos

### A. Metodología

Tabla A- 1. Período de referencia de los bienes y servicios en la ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

Alimentos y bebidas	Semanal
Tabaco y artículos relacionados	Semanal
Limpieza	Semanal/ Mensual
Transporte, boletos, taxi, nafta, gasoil	Semanal/ Mensual
Cuidado personal	Semanal/ Mensual
Artículos de papelería, diarios, revistas	Semanal
Medicamentos, analgésicos, antibióticos, anticonceptivos	Semanal/ Mensual
Gastos de la/s vivienda/s	Mensual/Anual
Servicios básicos de la vivienda (agua, electricidad, etc.)	Mensual
Impuestos, seguros, instalaciones.	Mensual/Bimestral/Anual
Servicio doméstico, otros servicios.	Mensual
Artículos de limpieza mensual	
Servicios de salud. Afiliación a instituciones sin fines de lucro	Mensual
Enseñanza curricular y extracurricular	Mensual / Anual
Servicios para el cuidado personal y cosméticos.	Mensual
Materiales escolares y de oficina	Mensual/Anual
Materiales impresos y libros	Mensual
Servicios recreativos, deportivos y culturales	Mensual
Juguetes y artículos de esparcimiento	Mensual
Plantas y flores	Mensual
Animales domésticos	Mensual / Anual
Calzado para niño o niña, para mujer, para hombre. Reparación.	Trimestral
Vestimenta para niño o niña, para bebé, para mujer y para hombre	Trimestral
Accesorios. Confección, reparación y alquiler. Telas y lanas.	Trimestral
Artículos de decoración. Artículos y servicios espirituales. Regalos	Trimestral
Análisis clínicos y tratamientos terapéuticos particulares.	Trimestral
Aparatos y accesorios terapéuticos y ortopédicos.	Semestral
Ropa de cama, baño y alfombras. Mantelería y cortinas.	Semestral
Utensilios del hogar, vajilla y cristalería.	Semestral
Herramientas. Armas, artículos de caza y pesca.	Semestral
Reparación y mantenimiento de vehículos.	Semestral
Turismo	Semestral

Muebles

Anual

Electrodomésticos

Anual

Fuente: INE

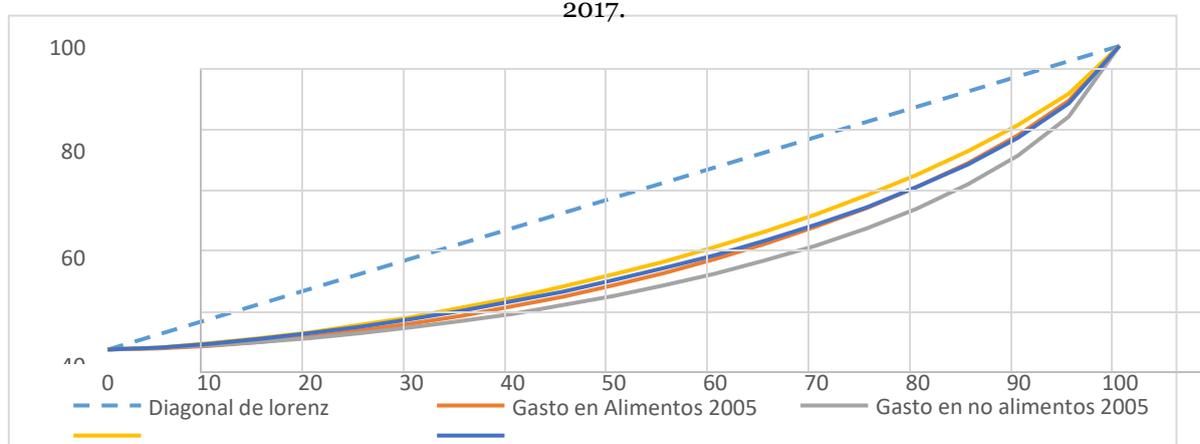
## B. Resultados Descriptivos

Tabla B - 1. Gasto promedio per cápita a precios constantes por quintiles de ingreso. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

Quintiles	2005	2016	Variación
1	426.082.939	1.044.612.862	145%
2	782.648.315	1.622.773.973	107%
3	1.130.078.667	2.123.068.309	88%
4	1.664.172.189	2.887.847.779	74%
5	3.363.902.304	4.883.904.329	45%
Total	7.366.884.414	12.562.207.252	71%

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE

Gráfico 2. Curva de Lorenz para el gasto alimenticio y no alimenticio. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.



Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE

Tabla B - 2. Gasto per cápita y estructura del gasto en alimento y no alimentos a precios constantes por quintiles de ingreso. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

Quintiles	2005	2016	2005	2016	2005	2016	2005	2016
1	623,65	970,79	32,2%	24,4%	1406,54	3236,39	67,8%	75,6%
2	1014,33	1357,97	27,9%	21,3%	2717,31	5179,33	72,1%	78,7%
3	1291,87	1664,58	24,0%	19,8%	4089,87	6891,17	76,0%	80,2%
4	1661,76	2083,86	21,2%	18,4%	6277,50	9547,56	78,8%	81,6%
5	2631,87	2954,84	17,8%	16,0%	13407,80	16736,42	82,2%	84,0%
Total	1444,52	1806,20	24,6%	20,0%	5578,74	8316,66	75,4%	80,0%

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE.

Tabla B - 3. Gasto alimenticio promedio per cápita según quintiles de ingreso a precios constantes. ENGIH 2005- 2006

	1	2	3	4	5	Total
Alimentos y bebidas no alcohólicas	577,31	933,04	1151,51	1385,97	1916,07	1192,66
Bebidas alcohólicas	12,11	17,95	31,75	58,55	111,46	46,35
Restaurantes	34,24	63,35	108,61	217,24	604,34	205,50

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006.INE.

Tabla B - 4. Gasto alimenticio promedio per cápita según quintiles de ingreso a precios constantes. ENGIH 2016- 2017

	1	2	3	4	5	Total
Alimentos y bebidas no alcohólicas	882,67	1211,04	1435,41	1746,78	2316,87	1518,40
Bebidas alcohólicas	12,54	21,92	32,98	46,83	92,42	41,33
Restaurantes	75,59	125,01	196,19	290,24	545,54	246,46

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2016-2017. INE

Tabla B - 5. Estructura de gasto alimenticio promedio per cápita según quintiles de ingreso a precios constantes. ENGIH 2005- 2006.

	1	2	3	4	5	Total
Alimentos y bebidas no alcohólicas	30,1%	25,8%	21,5%	18,0%	13,4%	21,8%
Bebidas alcohólicas	0,5%	0,5%	0,6%	0,8%	0,7%	0,6%
Restaurantes	1,5%	1,6%	1,9%	2,5%	3,7%	2,3%

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006.INE

Tabla B - 6. Estructura de gasto alimenticio promedio per cápita según quintiles de ingreso a precios constantes. ENGIH 2016- 2017.

	1	2	3	4	5	Total
Alimentos y bebidas no alcohólicas	22,1%	19,1%	17,2%	15,6%	12,7%	17,3%
Bebidas alcohólicas	0,3%	0,3%	0,4%	0,4%	0,5%	0,4%
Restaurantes	1,9%	1,9%	2,2%	2,4%	2,8%	2,3%

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2016-2017. INE

Tabla B - 7. Proporción de hogares que no reportan gasto según quintiles de ingreso. ENGIH 2005- 2006 y ENGIH 2016- 2017.

		2005								
Quintil	Vestimenta	Vivienda	Muebles	Salud	Transporte	Comunicaciones	Recreación	Educación	Bs y Ss	Diversos
1	18,9%	0,0%	17,0%	55,5%	31,3%	48,3%	28,9%	21,6%	15,4%	
2	23,5%	0,0%	23,9%	25,2%	24,5%	27,0%	27,3%	21,5%	24,4%	
3	22,2%	0,0%	26,1%	11,1%	18,6%	13,7%	21,4%	19,5%	25,6%	
4	19,5%	0,0%	22,2%	7,0%	16,0%	8,7%	15,0%	18,8%	20,5%	
5	15,9%	0,0%	10,8%	1,2%	9,7%	2,3%	7,3%	18,6%	14,1%	
Total	100,0%	0,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
		2016								
Quintil	Vestimenta	Vivienda	Muebles	Salud	Transporte	Comunicaciones	Recreación	Educación	Bs y Ss	Diversos
1	24,0%	66,7%	33,3%	77,3%	34,4%	39,9%	42,2%	26,7%	37,2%	
2	20,1%	11,1%	21,4%	12,8%	23,6%	27,5%	22,3%	20,0%	20,4%	
3	19,5%	22,2%	19,3%	6,0%	16,6%	17,4%	16,1%	18,4%	17,7%	
4	19,1%	11,1%	15,0%	2,9%	14,1%	12,3%	12,9%	17,7%	15,0%	
5	17,3%	0,0%	11,0%	1,0%	11,2%	2,9%	6,5%	17,2%	9,7%	
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2016-2017. INE

Tabla B - 8. Gasto no alimenticio promedio per cápita según quintiles de ingreso a precios constantes. ENGIH 2005-2006.

	1	2	3	4	5	Total
Vestimenta y calzado	99,31	153,66	200,96	288,36	547,61	257,94
Vivienda	613,91	1100,74	1573,99	2261,75	4681,88	2046,10
Muebles, artículos para el hogar y su conservación	94,24	147,97	201,83	316,72	917,04	335,49
Salud	157,38	384,85	731,50	1118,21	1834,80	845,19
Transporte	147,28	323,09	497,30	861,65	2135,38	792,77
Comunicaciones	66,78	163,33	249,79	383,42	755,16	323,63
Recreación, cultura y servicio de alojamiento	87,75	181,76	276,39	458,31	1290,96	458,93
Educación	16,53	37,63	75,24	164,06	390,55	136,76
Bienes y servicios diversos	123,36	224,28	282,87	425,01	854,42	381,92

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006.INE

Tabla B - 9. Gasto no alimenticio promedio per cápita según quintiles de ingreso a precios constantes. ENGIH 2016-2017.

	1	2	3	4	5	Total
Vestimenta y calzado	222,11	302,29	365,53	506,29	674,21	414,04
Vivienda	961,89	1532,95	2109,30	3010,18	5326,23	2587,62
Muebles, artículos para el hogar y su conservación	128,70	204,85	277,58	406,37	985,20	400,44
Salud	598,30	916,43	1105,59	1341,96	2042,87	1200,87
Transporte	358,56	633,69	999,61	1461,56	2944,93	1279,37
Comunicaciones	412,61	633,34	802,30	1045,90	1546,39	887,98
Recreación, cultura y servicio de alojamiento	276,57	449,39	638,51	952,49	1880,86	839,38
Educación	45,39	62,63	126,00	191,84	260,68	137,29
Bienes y servicios diversos	232,26	443,76	466,76	630,98	1075,05	569,67

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2016-2017. INE

Tabla B - 10. Estructura del gasto no alimenticio promedio per cápita según quintiles de ingreso a precios constantes. ENGIH 2005- 2006.

	1	2	3	4	5	Total
Vestimenta y calzado	5,2%	4,3%	3,7%	3,7%	3,5%	4,1%
Vivienda	32,5%	31,0%	30,5%	29,6%	29,7%	30,7%
Muebles, artículos para el hogar y su conservación	4,1%	3,7%	3,6%	3,8%	5,2%	4,1%
Salud	5,4%	10,0%	13,6%	14,4%	12,3%	11,1%
Transporte	6,4%	7,8%	8,6%	9,8%	11,6%	8,8%
Comunicaciones	3,1%	4,4%	4,7%	4,9%	4,9%	4,4%
Recreación y cultura	4,0%	4,5%	4,8%	5,5%	7,4%	5,3%
Educación	0,7%	0,9%	1,1%	1,8%	2,2%	1,3%
Bienes y servicios diversos	6,5%	5,6%	5,3%	5,4%	5,4%	5,6%

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006. INE

Tabla B - 11. Estructura del gasto no alimenticio promedio per cápita según quintiles de ingreso a precios constantes. ENGIH 2016- 2017.

	1	2	3	4	5	Total
Vestimenta y calzado	5,3%	4,6%	4,1%	4,2%	3,5%	4,3%
Vivienda	24,0%	24,8%	25,7%	27,0%	28,1%	25,9%
Muebles, artículos para el hogar y su conservación	2,8%	2,9%	3,1%	3,3%	4,6%	3,3%
Salud	14,6%	15,3%	13,8%	12,2%	10,9%	13,3%
Transporte	6,9%	8,3%	10,1%	11,0%	12,6%	9,8%
Comunicaciones	9,5%	9,9%	9,7%	9,3%	8,4%	9,4%
Recreación y cultura	6,1%	6,5%	7,1%	7,9%	9,0%	7,3%
Educación	0,7%	0,9%	1,4%	1,4%	1,4%	1,2%
Bienes y servicios diversos	5,7%	5,5%	5,4%	5,3%	5,4%	5,5%

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2016-2017. INE

Tabla B - 12. Gasto promedio per cápita de bienes específicos según quintiles de ingreso a precios constantes. ENGIH 2005- 2006.

	1	2	3	4	5	Total
Transporte privado	80,24	218,83	344,46	630,44	1911,85	637,01
Transporte publico	67,04	104,26	152,84	231,22	223,53	155,75
Electrodomésticos	8,84	20,98	28,35	46,38	93,02	39,51
Telefonía celular	20,52	44,63	62,34	101,88	242,85	94,43
Telefonía fija	46,26	118,70	187,45	281,54	512,32	229,21
Tecnología	46,55	114,38	178,66	275,01	573,58	237,59

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006. INE

Tabla B - 13. Gasto promedio per cápita de bienes específicos según quintiles de ingreso a precios constantes. ENGIH 2016- 2017.

	1	2	3	4	5	Total
Transporte privado	279,67	528,82	836,32	1265,96	2752,56	1132,38
Transporte publico	78,89	104,86	163,29	195,60	192,38	146,99
Electrodomésticos	25,28	34,20	46,98	56,65	98,63	52,34
Telefonía celular	341,66	478,37	613,25	775,79	1106,34	663,00
Telefonía fija	70,94	154,97	189,05	270,11	440,05	224,98
Tecnología	119,48	187,82	241,29	323,82	498,14	274,07

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2016-2017. INE

Tabla B - 14. Estructura del gasto promedio per cápita de bienes específicos según quintiles de ingreso a precios constantes. ENGIH 2005- 2006.

Quintil	1	2	3	4	5	Total
Transporte privado	3,0%	4,9%	5,7%	6,9%	9,8%	6,1%
Transporte publico	3,4%	2,9%	2,9%	2,9%	1,8%	2,8%
Electrodomésticos	0,4%	0,5%	0,5%	0,6%	0,6%	0,5%
Telefonía celular	1,0%	1,2%	1,2%	1,2%	1,5%	1,2%
Telefonía fija	2,1%	3,2%	3,5%	3,6%	3,4%	3,2%
Tecnología	2,1%	3,1%	3,4%	3,5%	3,6%	3,1%

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006. INE

Tabla B - 15. Estructura del gasto promedio per cápita de bienes específicos según quintiles de ingreso a precios constantes. ENGIH 2016- 2017.

Quintiles	1	2	3	4	5	Total
Transporte privado	5,10%	6,63%	8,08%	9,12%	11,53%	8,09%
Transporte público	1,85%	1,65%	2,00%	1,87%	1,11%	1,69%
Electrodomésticos	0,56%	0,52%	0,55%	0,48%	0,52%	0,52%
Telefonía celular	7,89%	7,49%	7,36%	6,86%	6,08%	7,14%
Telefonía fija	1,61%	2,45%	2,30%	2,41%	2,36%	2,23%
Tecnología	2,85%	2,87%	2,88%	2,83%	2,69%	2,82%

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2016-2017. INE

Tabla B - 16. Definición de los grupos de bienes y servicios

<b>Grandes Rubros</b>	<b>CCIF</b>
Alimentos y bebidas no alcohólicas	División 01
Bebidas alcohólicas	CCIF entre 211101 al 213102
Vestimenta y calzado	División 03
Vivienda	División 04
Muebles, artículos para el hogar y su conservación	División 05
Salud	División 06
Transporte	División 07
Comunicaciones	División 08
Recreación, cultura y servicios de alojamiento	División 09 y CCIF entre 11211010 y 11221050
Educación	División 10
Restaurantes y servicios de alojamiento	CCIF entre 1111101 al 1111412
Bienes y servicios diversos, tabaco y estupefacientes	División 12 y CCIF entre 2211010 y 2313010
<b>Rubros Específicos</b>	
Transporte privado	CCIF entre 7111010 y 7244040
Transporte público	CCIF entre 7321021 y 7321024; 7322010; 73223010
Electrodomésticos	CCIF entre 5311010 y 5321073
Telefonía celular	CCIF entre 8221011 y 8231011; 8321010, 8321020.
Telefonía fija	CCIF entre 8111010 y 8211010; 8311010, 8311020, 8311030; 8331010, 8341010, 8341020, 8341030, 8341050, 8341060.
Tecnología	CCIF entre 9111010 y 9171020; 9311020, 9311030; CCIF entre 9423010 y 9423052

Fuente: elaboración propia

Tabla B - 17. Descripción de las variables de los modelos.

<b>Dimensión</b>	<b>Variable</b>	<b>Descripción</b>
<b>Características demográficas</b>	Sexo jefe de hogar	Variable dicotómica que vale 1 si el jefe de hogar es hombre
	Edad de jefe de Hogar	Edad del jefe de hogar
	Edad de jefe de Hogar al cuadrado	Edad al cuadrado del jefe de hogar
<b>Región</b>	Montevideo	Variable dicotómica que vale 1 si el hogar reside en Montevideo
<b>Educación</b>	Primaria	Variable dicotómica que vale 1 si el jefe de hogar asistió a primaria
	Secundaria o et Incompleta	Variable dicotómica que vale 1 si el jefe de hogar asistió a Secundaria o a enseñanza técnica pero no la culmino
	Secundaria o et Completa	Variable dicotómica que vale 1 si el jefe de hogar asistió a Secundaria o a enseñanza técnica y la culmino
	Terciaria no universitaria	Variable dicotómica que vale 1 si el jefe de hogar asistió a Enseñanza terciaria no universitaria (magisterio, profesorado escuela militar)
	Universidad	Variable dicotómica que vale 1 si el jefe de hogar asistió a la Universidad.
<b>Condición de actividad económica</b>	Ocupado	Variable dicotómica que vale 1 si el jefe de hogar está Ocupado.
	Inactivo	Variable dicotómica que vale 1 si el jefe de hogar está Inactivo.
	Desocupado	Variable dicotómica que vale 1 si el jefe de hogar está Desocupado.
	Jubilado	Variable dicotómica que vale 1 si el jefe de hogar está jubilado.
	Cantidad de menores	Número de menores de 18 años en el hogar.
<b>Composición Del hogar</b>	Unipersonal	Variable dicotómica que vale 1 si el hogar es unipersonal (jefe o jefa solamente)
	Pareja sin hijos	Variable dicotómica que vale 1 si el hogar está compuesto por Una pareja sin hijos.
	Biparental con hijos	Variable dicotómica que vale 1 si el hogar está compuesto por jefe/a + cónyuge + hijo(s) de ambos o de uno de los dos
	Monoparental	Variable dicotómica que vale 1 si el hogar está compuesto por Jefe/a + hijo(s)
	Extendido	Variable dicotómica que vale 1 si el hogar es extendido (jefe núcleo familiar más otros parientes)
	Compuesto	Variable dicotómica que vale 1 si el hogar es compuesto (jefe o núcleo familiar más otros no parientes)
<b>Económicas</b>	Logaritmo del gasto Promedio per cápita	Logaritmo del gasto promedio per cápita a precios constantes.
	Ingreso promedio per cápita	Logaritmo del ingreso promedio per cápita a precios constantes.

Fuente: elaboración propia

## C. Resultados Económicos

Al final de cada tabla se presenta la estimación de la bondad de ajuste para cada modelo. Para los modelos estimados por MCO o MC2E se reporta el R<sup>2</sup>, para los estimados por Tobit el Pseudo R<sup>2</sup> y para los estimados por IVTOBIT el estadístico de Wald. A los efectos de simplificar la notación, en la medida que se presenten en una misma tabla modelos diferentes, los coeficientes de los estadísticos de bondad de ajuste se reportan:

R<sup>2</sup>: únicamente el coeficiente solo

Pseudo R<sup>2</sup>\*: el coeficiente con un asterisco

Wald \*\*: el coeficiente con dos asteriscos

Tabla C - 1. Estimación por MC2E del modelo W-L con término cuadrático para el gasto alimenticio y no alimenticio. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

Variables	2006		2016	
	Alimentos	No alimentos	Alimentos	No alimentos
Logaritmo del gasto per cápita	-0.124** (0.0510)	0.124** (0.0510)	-0.315 (0.286)	0.315 (0.286)
Logaritmo del gasto al cuadrado per cápita	0.00331 (0.00288)	-0.00331 (0.00288)	0.0137 (0.0158)	-0.0137 (0.0158)
Sexo del jefe	0.0165*** (0.00434)	-0.0165*** (0.00434)	0.00644** (0.00275)	-0.00644** (0.00275)
Edad del jefe	0.00214*** (0.000625)	-0.00214*** (0.000625)	0.00201*** (0.000491)	-0.00201*** (0.000491)
Edad del jefe <sup>2</sup>	-1.87e-05*** (6.00e-06)	1.87e-05*** (6.00e-06)	-1.59e-05*** (4.68e-06)	1.59e-05*** (4.68e-06)
Montevideo	-0.00239 (0.00393)	0.00239 (0.00393)	-0.00420 (0.00277)	0.00420 (0.00277)
Secundaria o et incompleta	-0.0116** (0.00457)	0.0116** (0.00457)	-0.00107 (0.00422)	0.00107 (0.00422)
Secundaria o et completa	-0.0165** (0.00671)	0.0165** (0.00671)	0.000692 (0.00481)	-0.000692 (0.00481)
Terciaria no universitaria	-0.00858 (0.00820)	0.00858 (0.00820)	1.42e-05 (0.00622)	-1.42e-05 (0.00622)
Universidad	-0.0242*** (0.00603)	0.0242*** (0.00603)	-0.00312 (0.00518)	0.00312 (0.00518)
Cantidad de menores	-0.00202 (0.00233)	0.00202 (0.00233)	-0.00884** (0.00384)	0.00884** (0.00384)
Inactivo	-0.00905 (0.0102)	0.00905 (0.0102)	-0.00336 (0.00730)	0.00336 (0.00730)
Desocupado	-0.0131 (0.00821)	0.0131 (0.00821)	-0.0129 (0.00905)	0.0129 (0.00905)
Jubilado	-0.00531 (0.00616)	0.00531 (0.00616)	-0.00366 (0.00424)	0.00366 (0.00424)
Pareja sin hijos	0.00183 (0.00595)	-0.00183 (0.00595)	-0.0116** (0.00475)	0.0116** (0.00475)
Biparental con hijos	-0.00873 (0.00621)	0.00873 (0.00621)	-0.0198*** (0.00688)	0.0198*** (0.00688)
Monoparental	-0.00608 (0.00689)	0.00608 (0.00689)	-0.0180*** (0.00619)	0.0180*** (0.00619)
Extendido	-0.00130 (0.00681)	0.00130 (0.00681)	-0.0234*** (0.00567)	0.0234*** (0.00567)
Compuesto	0.0113 (0.0127)	-0.0113 (0.0127)	-0.0316*** (0.0115)	0.0316*** (0.0115)
Constante	1.010*** (0.224)	-0.00984 (0.224)	1.882 (1.293)	-0.882 (1.293)
Observaciones	7,043	7,043	6,889	6,889
R <sup>2</sup>	0.140	0.140	0.102	0.102

Errores estándar robustos entre paréntesis: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE.

Nota 134: Variables evaluadas en *sexo del jefe (hombre)=1, Montevideo=1, Primaria=0 (omitida), Secundaria o Enseñanza Técnica incompleta=1, Secundaria o Enseñanza Técnica Completa=1, Terciaria no universitaria=1, Universidad=1, Ocupado=1 (omitida), Inactivo=1, Desocupado=1, Jubilado o pensionista=1, Unipersonal=1 (omitida), Pareja sin hijos=1, Biparental con hijos=1, Monoparental=1, Extendido=1, Compuesto=1*. Variables continuas evaluadas en su media.

Tabla C - 2. Test de Endogeneidad

	2005		2016		
	chi2	p-value	chi2	p-value	
Alimentos	W-L	95,659	0,000	22,250	0,000
	DL	60,766	0,000	8,548	0,003
No alimentos	W-L	95,659	0,000	22,250	0,000
	DL	94,982	0,000	19,575	0,000
Descomposición de alimentos					
Alimentos y bebidas no alcohólicas	W-L	145,309	0,000	34,405	0,000
	DL	93,893	0,000	19,363	0,000
Alimentos y bebidas alcohólicas	W-L	137,301	0,000	33,651	0,000
	DL	60,766	0,000	8,548	0,003
Bebidas alcohólicas	W-L	2,696	0,101	20,230	0,000
	DL	5,384	0,020	10,800	0,001
Restaurantes	W-L	8,900	0,003	23,219	0,000
	DL	2,920	0,088	25,667	0,000
Descomposición de no alimentos					
Vestimenta	W-L	7,502	0,006	6,606	0,010
	DL	7,910	0,005	795,620	0,000
Vivienda	W-L	139,077	0,000	83,627	0,000
	DL	165,864	0,000	68,307	0,000
Muebles	W-L	1,144	0,285	42,030	0,000
	DL	3,187	0,074	4,026	0,045
Salud	W-L	29,841	0,000	56,958	0,000
	DL	46,005	0,000	75,008	0,000
Transporte	W-L	18,669	0,000	104,959	0,000
	DL	0,380	0,537	56,940	0,000
Comunicaciones	W-L	41,439	0,000	38,780	0,000
	DL	34,479	0,000	6,565	0,010
Recreación y cultura	W-L	1,843	0,175	95,570	0,000
	DL	7,890	0,005	238,150	0,000
Educación	W-L	21,434	0,000	231,660	0,000
	DL	6,970	0,008	364,990	0,000
Bienes y servicios diversos	W-L	0,007	0,934	1.641,250	0,000
	DL	3,070	0,080	7,310	0,007
Específicos					
Transporte privado	W-L	8,880	0,012	32,703	0,000
	DL	4,343	0,037	0,400	0,526
Transporte público	W-L	2,610	0,271	2,190	0,139
	DL	1,251	0,263	3,210	0,073
Electrodomésticos	W-L	0,157	0,692	5,945	0,015
	DL	0,021	0,883	10,213	0,001
Telefonía móvil	W-L	29,827	0,000	0,002	0,969
	DL	28,040	0,000	1,081	0,298
Telefonía fija	W-L	11,436	0,001	1,503	0,220
	DL	12,082	0,001	7,058	0,008
Tecnología	W-L	27,215	0,000	2,455	0,117
	DL	19,414	0,000	5,048	0,025
Salud	W-L	1,455	0,228	2,393	0,122
	DL	10,549	0,001	2,320	0,128

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE.

<sup>34</sup> Esta nota es válida para todas las estimaciones que se presenten, pero por razones de espacio se obvia en el resto de las estimaciones.

Tabla C - 3. Pruebas de evaluación de debilidad de los instrumentos. Estimaciones por MC2E del modelo W- L para el gasto alimenticio y no alimenticio. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016 -2017.

Variables	Proporción del gasto							
	2005				2016			
	Alimentos		No alimentos		Alimentos		No alimentos	
Logaritmo del ingreso per cápita	0.696***		0.696***		0.576***		0.576***	
	(0.0380)		(0.0380)		(0.0315)		(0.0315)	
Sexo del jefe	-0.0327**	0.0166***	-0.0327**	-0.0166***	0.00669	0.00692**	0.00669	-0.00692**
	(0.0128)	(0.00433)	(0.0128)	(0.00433)	(0.0110)	(0.00269)	(0.0110)	(0.00269)
Edad del jefe	-0.00322	0.00214***	-0.00322	-	0.00317*	0.00211***	0.00317*	-0.00211***
	(0.00211)	(0.000624)	(0.00211)	0.00214***	(0.00190)	(0.000473)	(0.00190)	(0.000473)
Edad del jefe2	3.73e-05*	-1.87e-05***	3.73e-05*	1.87e-05***	-2.95e-05	-1.65e-05***	-2.95e-05	1.65e-05***
	(2.27e-05)	(5.99e-06)	(2.27e-05)	(5.99e-06)	(1.85e-05)	(4.57e-06)	(1.85e-05)	(4.57e-06)
Montevideo	0.0753***	-0.00206	0.0753***	0.00206	0.0486***	-0.00348	0.0486***	0.00348
	(0.0143)	(0.00393)	(0.0143)	(0.00393)	(0.0109)	(0.00276)	(0.0109)	(0.00276)
Secundaria o ET incompleta	0.132***	-0.0120***	0.132***	0.0120***	0.145***	-0.00212	0.145***	0.00212
	(0.0216)	(0.00453)	(0.0216)	(0.00453)	(0.0147)	(0.00372)	(0.0147)	(0.00372)
Secundaria o ET completa	0.254***	-0.0158**	0.254***	0.0158**	0.199***	-9.73e-05	0.199***	9.73e-05
	(0.0362)	(0.00674)	(0.0362)	(0.00674)	(0.0197)	(0.00437)	(0.0197)	(0.00437)
Terciaria no universitaria	0.234***	-0.00780	0.234***	0.00780	0.287***	0.000518	0.287***	-0.000518
	(0.0419)	(0.00827)	(0.0419)	(0.00827)	(0.0301)	(0.00634)	(0.0301)	(0.00634)
Universidad	0.355***	-0.0223***	0.355***	0.0223***	0.400***	0.000468	0.400***	-0.000468
	(0.0616)	(0.00616)	(0.0616)	(0.00616)	(0.0304)	(0.00586)	(0.0304)	(0.00586)
Cantidad de menores	-0.0569***	-0.00103	-0.0569***	0.00103	-	-	-	0.00640***
	(0.00955)	(0.00207)	(0.00955)	(0.00207)	0.0630***	0.00640***	0.0630***	(0.00184)
Inactivo	0.0291	-0.00823	0.0291	0.00823	-0.0227	-7.88e-05	-0.0227	7.88e-05
	(0.0373)	(0.0101)	(0.0373)	(0.0101)	(0.0253)	(0.00595)	(0.0253)	(0.00595)
Desocupado	0.0395	-0.0121	0.0395	0.0121	-	-0.00979	-	0.00979
					0.0793***		0.0793***	

	(0.0347)	(0.00809)	(0.0347)	(0.00809)	(0.0293)	(0.00769)	(0.0293)	(0.00769)
Jubilado	-0.0177	-0.00526	-0.0177	0.00526	0.000886	-0.00428	0.000886	0.00428
	(0.0243)	(0.00615)	(0.0243)	(0.00615)	(0.0177)	(0.00422)	(0.0177)	(0.00422)
Pareja sin hijos	-0.0624***	0.00104	-0.0624***	-0.00104	-0.144***	-0.0147***	-0.144***	0.0147***
	(0.0211)	(0.00594)	(0.0211)	(0.00594)	(0.0189)	(0.00429)	(0.0189)	(0.00429)
Biparental con hijos	-0.132***	-0.0104*	-0.132***	0.0104*	-0.212***	-0.0259***	-0.212***	0.0259***
	(0.0230)	(0.00621)	(0.0230)	(0.00621)	(0.0214)	(0.00470)	(0.0214)	(0.00470)
Monoparental	-0.107***	-0.00709	-0.107***	0.00709	-0.203***	-0.0227***	-0.203***	0.0227***
	(0.0278)	(0.00687)	(0.0278)	(0.00687)	(0.0245)	(0.00532)	(0.0245)	(0.00532)
Extendido	-0.194***	-0.00259	-0.194***	0.00259	-0.302***	-0.0275***	-0.302***	0.0275***
	(0.0271)	(0.00681)	(0.0271)	(0.00681)	(0.0243)	(0.00554)	(0.0243)	(0.00554)
Compuesto	-0.120***	0.0101	-0.120***	-0.0101	-0.236***	-0.0343***	-0.236***	0.0343***
	(0.0460)	(0.0126)	(0.0460)	(0.0126)	(0.0512)	(0.0117)	(0.0512)	(0.0117)
Logaritmo del gasto per cápita		-0.0674***		0.0674***		-0.0694***		0.0694***
		(0.00385)		(0.00385)		(0.00509)		(0.00509)
Constante	2.628***	0.772***	2.628***	0.228***	3.696***	0.788***	3.696***	0.212***
	(0.325)	(0.0348)	(0.325)	(0.0348)	(0.296)	(0.0471)	(0.296)	(0.0471)
Observaciones	7,043	7,043	7,043	7,043	6,889	6,889	6,889	6,889
R2		0.143		0.143		0.112		0.112
F global	67,93		67,93		36,65		36,65	
F instrumento	335,66		335,66		332,49		332,49	

Errores estándar robustos entre paréntesis: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE

Tabla C - 4. Pruebas de evaluación de debilidad de los instrumentos. Estimaciones por MC2E del modelo DL para el gasto alimenticio y no alimenticio. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016 -2017.

Variables	Logaritmo del gasto							
	2005				2016			
	Alimentos		No alimentos		Alimentos		No alimentos	
Logaritmo del ingreso per cápita	0.696***		0.696***		0.576***		0.576***	
	(0.0380)		(0.0380)		(0.0315)		(0.0315)	
Sexo del jefe	-0.0327**	0.0615**	-0.0327**	-0.0256***	0.00669	0.0176	0.00669	-0.0100***
	(0.0128)	(0.0251)	(0.0128)	(0.00643)	(0.0110)	(0.0160)	(0.0110)	(0.00374)
Edad del jefe	-0.00322	0.00846**	-0.00322	-0.00310***	0.00317*	0.0140***	0.00317*	-0.00266***
	(0.00211)	(0.00362)	(0.00211)	(0.000920)	(0.00190)	(0.00308)	(0.00190)	(0.000666)
Edad del jefe2	3.73e-05*	-8.35e-05**	3.73e-05*	2.65e-05***	-2.95e-05	-0.000108***	-2.95e-05	2.03e-05***
	(2.27e-05)	(3.51e-05)	(2.27e-05)	(8.90e-06)	(1.85e-05)	(2.88e-05)	(1.85e-05)	(6.50e-06)
Montevideo	0.0753***	0.0102	0.0753***	0.00331	0.0486***	-0.0233	0.0486***	0.00429
	(0.0143)	(0.0223)	(0.0143)	(0.00580)	(0.0109)	(0.0178)	(0.0109)	(0.00378)
Secundaria o ET incompleta	0.132***	-0.0318	0.132***	0.0193***	0.145***	0.00285	0.145***	0.00442
	(0.0216)	(0.0266)	(0.0216)	(0.00663)	(0.0147)	(0.0220)	(0.0147)	(0.00529)
Secundaria o ET completa	0.254***	-0.0719	0.254***	0.0233**	0.199***	-0.0129	0.199***	-0.000140
	(0.0362)	(0.0457)	(0.0362)	(0.00923)	(0.0197)	(0.0281)	(0.0197)	(0.00622)
Terciaria no universitaria	0.234***	-0.00256	0.234***	0.0124	0.287***	-0.0107	0.287***	-0.00253
	(0.0419)	(0.0514)	(0.0419)	(0.0112)	(0.0301)	(0.0407)	(0.0301)	(0.00894)
Universidad	0.355***	-0.139***	0.355***	0.0277***	0.400***	-0.0389	0.400***	-0.00575
	(0.0616)	(0.0443)	(0.0616)	(0.00852)	(0.0304)	(0.0365)	(0.0304)	(0.00876)
Cantidad de menores	-0.0569***	-0.0147	-0.0569***	0.000319	-0.0630***	-0.0294***	-0.0630***	0.00852***
	(0.00955)	(0.0111)	(0.00955)	(0.00312)	(0.00833)	(0.0106)	(0.00833)	(0.00276)
Inactivo	0.0291	-0.110*	0.0291	0.00823	-0.0227	-0.0401	-0.0227	-0.00159
	(0.0373)	(0.0655)	(0.0373)	(0.0150)	(0.0253)	(0.0418)	(0.0253)	(0.00862)
Desocupado	0.0395	-0.114**	0.0395	0.0142	-0.0793***	-0.109*	-0.0793***	0.0123
	(0.0347)	(0.0512)	(0.0347)	(0.0119)	(0.0293)	(0.0573)	(0.0293)	(0.0109)
Jubilado	-0.0177	-0.00534	-0.0177	0.00953	0.000886	-0.0183	0.000886	0.00704
	(0.0243)	(0.0353)	(0.0243)	(0.00923)	(0.0177)	(0.0271)	(0.0177)	(0.00581)
Pareja sin hijos	-0.0624***	0.117***	-0.0624***	0.00662	-0.144***	-0.00833	-0.144***	0.0247***
	(0.0211)	(0.0385)	(0.0211)	(0.00877)	(0.0189)	(0.0277)	(0.0189)	(0.00620)
Biparental con hijos	-0.132***	0.0786**	-0.132***	0.0252***	-0.212***	-0.0334	-0.212***	0.0417***
	(0.0230)	(0.0398)	(0.0230)	(0.00923)	(0.0214)	(0.0296)	(0.0214)	(0.00697)
Monoparental	-0.107***	0.0633	-0.107***	0.0165*	-0.203***	-0.0397	-0.203***	0.0358***
	(0.0278)	(0.0444)	(0.0278)	(0.00991)	(0.0245)	(0.0327)	(0.0245)	(0.00778)
Extendido	-0.194***	0.111***	-0.194***	0.0115	-0.302***	-0.0385	-0.302***	0.0444***
	(0.0271)	(0.0417)	(0.0271)	(0.0102)	(0.0243)	(0.0333)	(0.0243)	(0.00828)
Compuesto	-0.120***	0.159**	-0.120***	-0.00672	-0.236***	-0.126*	-0.236***	0.0476***
	(0.0460)	(0.0651)	(0.0460)	(0.0183)	(0.0512)	(0.0750)	(0.0512)	(0.0175)
Logaritmo del gasto per	0.720***		1.099***		0.710***		1.100***	

cápita								
		(0.0247)		(0.00575)		(0.0299)		(0.00840)
Constante	2.628***	0.535**	2.628***	-1.072***	3.696***	0.521*	3.696***	-1.091***
	(0.325)	(0.216)	(0.325)	(0.0517)	(0.296)	(0.275)	(0.296)	(0.0776)
Observaciones	7,043	7,043	7,043	7,043	6,889	6,889	6,889	6,889
R2		0.433		0.964		0.419		0.969
F global	163,82		7002,7		146,54		5812,27	
F instrumento	335,66		335,66		332,49		332,49	

Errores estándar robustos entre paréntesis: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE.

Tabla C - 5. Prueba de instrumentos débiles

Prueba de instrumentos débiles	2005		2016	
Prueba de Cragg-Donald Wald F Statistic	1,00e+04	335,664	4602,642	332,495
Stock-Yogo weak id test critical values: 10% maximal IV size	16,38		16,38	
15% maximal IV size	8,96		8,96	
20% maximal IV size	6,66		6,66	
25% maximal IV size	5,53		5,53	

Fuente: Stock-Yogo (2005)

Tabla C - 6. Estimaciones por MCO de los modelos W-L y DL para el gasto alimenticio y no alimenticio. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

Variables	Proporción del gasto				Logaritmo del gasto			
	2005		2016		2005		2016	
	Alimentos	No alimentos	Alimentos	No alimentos	Alimentos	No alimentos	Alimentos	No alimentos
Logaritmo del gasto per cápita	0.0175***	-0.0175***	-0.0470***	0.0470***	0.0662***	-0.0268***	0.802***	1.066***
	(0.00429)	(0.00429)	(0.00258)	(0.00258)	(0.0249)	(0.00639)	(0.0185)	(0.00372)
Sexo del jefe	0.00189***	-	0.00640**	-0.00640**	0.00707**	-	0.0155	-0.00924**
	(0.000621)	(0.000621)	(0.00268)	(0.00268)	(0.00360)	(0.000916)	(0.0160)	(0.00372)
Edad del jefe	-1.79e-05***	1.79e-05***	0.00193***	-	-7.90e-05**	2.53e-05***	0.0133***	-
	(5.97e-06)	(5.97e-06)	(0.000472)	(0.000472)	(3.49e-05)	(8.88e-06)	(0.00306)	(0.000666)
Edad del jefe2	-0.00820**	0.00820**	-1.57e-05***	1.57e-05***	-0.0230	0.0122**	-	1.90e-05***
	(0.00389)	(0.00389)	(4.55e-06)	(4.55e-06)	(0.0220)	(0.00574)	(2.86e-05)	(6.47e-06)

Montevideo	-0.0222***	0.0222***	-0.00683**	0.00683**	-	0.0340***	-0.0370**	0.00947***
	(0.00442)	(0.00442)	(0.00266)	(0.00266)	0.0868***	(0.00653)	(0.0175)	(0.00362)
Secundaria o ET incompleta	-0.0361***	0.0361***	-0.00845**	0.00845**	-0.182***	0.0527***	-0.0232	0.0142***
	(0.00646)	(0.00646)	(0.00350)	(0.00350)	(0.0439)	(0.00881)	(0.0207)	(0.00488)
Secundaria o ET completa	-0.0290***	0.0290***	-0.00999**	0.00999**	-0.117**	0.0431***	-0.0535**	0.0151***
	(0.00799)	(0.00799)	(0.00401)	(0.00401)	(0.0496)	(0.0107)	(0.0263)	(0.00550)
Terciaria no universitaria	-0.0521***	0.0521***	-0.0147***	0.0147***	-0.301***	0.0708***	-0.0730**	0.0209***
	(0.00564)	(0.00564)	(0.00559)	(0.00559)	(0.0405)	(0.00779)	(0.0370)	(0.00739)
Universidad	-0.0411***	0.0411***	-0.0187***	0.0187***	0.863***	1.061***	-0.117***	0.0238***
	(0.00321)	(0.00321)	(0.00462)	(0.00462)	(0.0196)	(0.00476)	(0.0298)	(0.00625)
Cantidad de menores	0.00483**	-0.00483**	-0.00260	0.00260	0.0170	-	-0.0138	0.00265
	(0.00203)	(0.00203)	(0.00167)	(0.00167)	(0.0104)	0.00813***	(0.00996)	(0.00243)
Inactivo	-8.49e-05	8.49e-05	0.00411	-0.00411	-0.0660	-0.00352	-0.0229	-0.00805
	(0.00996)	(0.00996)	(0.00589)	(0.00589)	(0.0650)	(0.0148)	(0.0416)	(0.00853)
Desocupado	-0.00636	0.00636	-0.00226	0.00226	-0.0831*	0.00602	-0.0776	0.000717
	(0.00795)	(0.00795)	(0.00769)	(0.00769)	(0.0505)	(0.0117)	(0.0565)	(0.0108)
Jubilado	-0.00362	0.00362	-0.00328	0.00328	0.00351	0.00717	-0.0142	0.00551
	(0.00609)	(0.00609)	(0.00412)	(0.00412)	(0.0349)	(0.00917)	(0.0268)	(0.00565)
Pareja sin hijos	0.00523	-0.00523	-0.00910**	0.00910**	0.140***	0.000575	0.0146	0.0160***
	(0.00586)	(0.00586)	(0.00407)	(0.00407)	(0.0378)	(0.00865)	(0.0266)	(0.00572)
Biparental con hijos	-0.00191	0.00191	-0.0172***	0.0172***	0.124***	0.0129	0.00243	0.0282***
	(0.00606)	(0.00606)	(0.00433)	(0.00433)	(0.0385)	(0.00900)	(0.0276)	(0.00619)
Monoparental	0.00270	-0.00270	-0.0132***	0.0132***	0.116***	0.00233	-0.000592	0.0211***
	(0.00676)	(0.00676)	(0.00489)	(0.00489)	(0.0437)	(0.00973)	(0.0303)	(0.00687)
Extendido	0.00922	-0.00922	-0.0155***	0.0155***	0.175***	-0.00551	0.0109	0.0259***
	(0.00664)	(0.00664)	(0.00485)	(0.00485)	(0.0400)	(0.00992)	(0.0296)	(0.00687)
Compuesto	0.0206*	-0.0206*	-0.0236**	0.0236**	0.216***	-0.0219	-0.0821	0.0310*
	(0.0125)	(0.0125)	(0.0114)	(0.0114)	(0.0644)	(0.0181)	(0.0747)	(0.0170)
Constante	0.556***	0.444***	0.592***	0.408***	-0.629***	-0.761***	-0.283	-0.789***
	(0.0303)	(0.0303)	(0.0258)	(0.0258)	(0.179)	(0.0447)	(0.186)	(0.0368)
Observaciones	7,043	7,043	6,889	6,889	7,043	7,043	6,889	6,889
R2	0.157	0.157	0.125	0.125	0.440	0.964	0.422	0.969

Errores estándar robustos entre paréntesis: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE.

Tabla C - 7. Elasticidades del gasto en alimentos y no alimentos calculados a partir de la especificación W-L. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017

	2005	2016	2005	2016
	Alimentos		No alimentos	
Elasticidad	0,74	0,66	1,09	1,09

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE

Tabla C - 8. Resultados del Test de

Rubro	Especificación	Chi2	P-value
Alimentos	W-L	9,55	0,002
	DL	4,69	0,030
No alimentos	W-L	9,55	0,002
	DL	9,11	0,003
Descomposición de alimentos			
Alimentos y bebidas no alcohólicas	W-L	24,46	0,000
	DL	21,99	0,000
Alimentos y bebidas alcohólicas	W-L	22,79	0,000
	DL	19,67	0,000
Descomposición de no alimentos			
Vestimenta	W-L	46,50	0,000
	DL	1.578,91	0,000
Vivienda	W-L	41,37	0,000
	DL	59,82	0,000
Muebles	W-L	30,26	0,000
	DL	52,93	0,000
Salud	W-L	395,64	0,000
	DL	161,27	0,000
Transporte	W-L	24,59	0,000
	DL	3.171,46	0,000
Comunicaciones	W-L	130,39	0,000
	DL	224,73	0,000
Específicos			
Transporte privado	W-L	1.324,02	0,000
	DL	2.739,52	0,000
Transporte público	W-L	25,54	0,000
	DL	268,70	0,000
Electrodomésticos	W-L	254,17	0,000
	DL	690,46	0,000
Telefonía móvil	W-L	8,54	0,003
	DL	1.485,52	0,000
Telefonía fija	W-L	73,92	0,000
	DL	1.549,60	0,000
Tecnología	W-L	172,36	0,000
	DL	1.996,80	0,000
Salud	W-L	423,89	0,000
	DL	3.287,45	0,000

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE.

Tabla C - 9. Estimación por MC2E del modelo W-L para el gasto alimenticio y no alimenticio por quintiles de ingreso. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

Variables	2005						2016					
	Alimentos			No alimentos			Alimentos			No alimentos		
	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5
Logaritmo del gasto per cápita	-0.0292 (0.0239)	-0.0164 (0.0364)	-0.0501*** (0.00823)	0.0292 (0.0239)	0.0164 (0.0364)	0.0501*** (0.00823)	-0.106*** (0.0324)	-0.0723 (0.0483)	-0.0416*** (0.0131)	0.106*** (0.0324)	0.0723 (0.0483)	0.0416*** (0.0131)
Sexo del jefe	0.0163 (0.0125)	0.0145 (0.00950)	0.0201*** (0.00646)	-0.0163 (0.0125)	-0.0145 (0.00950)	-0.0201*** (0.00646)	-0.00374 (0.00743)	0.00999 (0.00655)	0.0111** (0.00462)	0.00374 (0.00743)	-0.00999 (0.00655)	-0.0111** (0.00462)
Edad del jefe	0.000736 (0.00182)	0.00206 (0.00145)	0.00400*** (0.00106)	-0.000736 (0.00182)	-0.00206 (0.00145)	-0.00400*** (0.00106)	0.000945 (0.00139)	0.00195* (0.00104)	0.00296*** (0.000840)	-0.000945 (0.00139)	-0.00195* (0.00104)	-0.00296*** (0.000840)
Edad del jefe2	-7.60e-06 (1.93e-05)	-1.66e-05 (1.35e-05)	-3.83e-05*** (1.03e-05)	7.60e-06 (1.93e-05)	1.66e-05 (1.35e-05)	3.83e-05*** (1.03e-05)	-3.12e-06 (1.48e-05)	-1.65e-05 (1.00e-05)	-2.58e-05*** (7.47e-06)	3.12e-06 (1.48e-05)	1.65e-05 (1.00e-05)	2.58e-05*** (7.47e-06)
Montevideo	0.00413 (0.0111)	-0.0110 (0.00808)	-0.000882 (0.00689)	-0.00413 (0.0111)	0.0110 (0.00808)	0.000882 (0.00689)	-0.0141* (0.00746)	-0.00984 (0.00617)	0.000743 (0.00588)	0.0141* (0.00746)	0.00984 (0.00617)	-0.000743 (0.00588)
Secundaria o ET incompleta	-0.0154 (0.0107)	-0.00442 (0.00990)	-0.0104 (0.0102)	0.0154 (0.0107)	0.00442 (0.00990)	0.0104 (0.0102)	-0.00373 (0.00976)	0.00767 (0.00922)	-0.0134 (0.00862)	0.00373 (0.00976)	-0.00767 (0.00922)	0.0134 (0.00862)
Secundaria o ET completa	-0.0344* (0.0207)	-0.0389** (0.0153)	-0.00718 (0.0105)	0.0344* (0.0207)	0.0389** (0.0153)	0.00718 (0.0105)	0.00280 (0.0139)	0.00154 (0.0105)	-0.00407 (0.00913)	-0.00280 (0.0139)	-0.00154 (0.0105)	0.00407 (0.00913)
Terciaria no universitaria	-0.0237 (0.0184)	-0.0164 (0.0185)	0.00117 (0.0124)	0.0237 (0.0184)	0.0164 (0.0185)	-0.00117 (0.0124)	-0.0308 (0.0243)	0.0186 (0.0166)	-0.00578 (0.0119)	0.0308 (0.0243)	-0.0186 (0.0166)	0.00578 (0.0119)
Universidad	-0.0502 (0.0393)	-0.0298 (0.0194)	-0.0208** (0.0102)	0.0502 (0.0393)	0.0298 (0.0194)	0.0208** (0.0102)	0.0201 (0.0290)	0.00527 (0.0160)	-0.0215** (0.0103)	-0.0201 (0.0290)	-0.00527 (0.0160)	0.0215** (0.0103)
Cantidad de menores	0.00385 (0.00409)	-0.00347 (0.00479)	-0.0112*** (0.00401)	-0.00385 (0.00409)	0.00347 (0.00479)	0.0112*** (0.00401)	-0.00485 (0.00401)	-0.0122*** (0.00407)	-0.0114*** (0.00415)	0.00485 (0.00401)	0.0122*** (0.00407)	0.0114*** (0.00415)
Inactivo	-0.0183 (0.0187)	-0.0137 (0.0238)	-0.0147 (0.0168)	0.0183 (0.0187)	0.0137 (0.0238)	0.0147 (0.0168)	-0.00660 (0.0108)	0.00980 (0.0140)	-9.57e-05 (0.0120)	0.00660 (0.0108)	-0.00980 (0.0140)	9.57e-05 (0.0120)
Desocupado	-0.0143 (0.0164)	0.00458 (0.0198)	-0.0115 (0.0112)	0.0143 (0.0164)	-0.00458 (0.0198)	0.0115 (0.0112)	-0.0153 (0.0135)	-0.0369*** (0.0140)	-0.0444*** (0.0155)	0.0153 (0.0135)	0.0369*** (0.0140)	0.0444*** (0.0155)
Jubilado	-0.00859 (0.0212)	-0.0142 (0.0117)	0.0124 (0.0112)	0.00859 (0.0212)	0.0142 (0.0117)	-0.0124 (0.0112)	-0.0119 (0.0116)	-0.0184** (0.00934)	0.00165 (0.00722)	0.0119 (0.0116)	0.0184** (0.00934)	-0.00165 (0.00722)
Pareja sin hijos	0.0390 (0.0327)	0.0219 (0.0142)	-0.00927 (0.00823)	-0.0390 (0.0327)	-0.0219 (0.0142)	0.00927 (0.00823)	-0.0370* (0.0222)	-0.0297** (0.0127)	0.00127 (0.00632)	0.0370* (0.0222)	0.0297** (0.0127)	-0.00127 (0.00632)
Biparental con hijos	0.00619 (0.0286)	0.0106 (0.0150)	-0.0157* (0.00868)	-0.00619 (0.0286)	-0.0106 (0.0150)	0.0157* (0.00868)	-0.0485** (0.0214)	-0.0394** (0.0171)	-0.0164** (0.00803)	0.0485** (0.0214)	0.0394** (0.0171)	0.0164** (0.00803)
Monoparental	0.00164 (0.0294)	0.0168 (0.0147)	-0.00748 (0.00937)	-0.00164 (0.0294)	-0.0168 (0.0147)	0.00748 (0.00937)	-0.0454* (0.0232)	-0.0315* (0.0186)	-0.0122 (0.00876)	0.0454* (0.0232)	0.0315* (0.0186)	0.0122 (0.00876)

Extendido	0.00889	0.0331**	-0.0182	-	-0.0331**	0.0182	-0.0546**	-0.0309	-0.00723	0.0546**	0.0309	0.00723
	(0.0285)	(0.0166)	(0.0125)	0.00889	(0.0166)	(0.0125)	(0.0247)	(0.0207)	(0.0114)	(0.0247)	(0.0207)	(0.0114)
Compuesto	-0.0103	0.0661**	-0.0382**	0.0103	-0.0661**	0.0382**	-0.0221	-0.0531*	0.0105	0.0221	0.0531*	-0.0105
	(0.0389)	(0.0258)	(0.0158)	(0.0389)	(0.0258)	(0.0158)	(0.0329)	(0.0276)	(0.0205)	(0.0329)	(0.0276)	(0.0205)
Constante	0.508***	0.313	0.572***	0.492**	0.687**	0.428***	1.144***	0.833*	0.502***	-0.144	0.167	0.498***
	(0.192)	(0.317)	(0.0771)	(0.192)	(0.317)	(0.0771)	(0.285)	(0.442)	(0.122)	(0.285)	(0.442)	(0.122)
Observaciones	1,358	1,357	1,524	1,358	1,357	1,524	1,706	1,315	1,256	1,706	1,315	1,256
R2	0.015	0.029	0.100	0.015	0.029	0.100	0.010	0.024	0.136	0.010	0.024	0.136
Errores estándar robustos entre paréntesis: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1												

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE.

Tabla C - 10. Agrupación de los rubros que componen el gasto no alimenticio.

Análisis descriptivo	Análisis econométrico
Vestimenta	Vestimenta
Vivienda	Vivienda
Muebles	Muebles
Salud	Salud
Transporte	Transporte
Comunicaciones	Comunicaciones
Recreación y cultura	Resto
Educación	
Bienes y servicios diversos	

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2016-2017. INE

Tabla C - 11. Estimación del modelo W-L para los componentes del gasto no alimenticio. Variables instrumentales. ENGIH 2005-2006.

Variables	Vestimenta	Vivienda	Muebles	Salud	Transporte	Comunicación
Logaritmo del gasto per cápita	0.00796***	-0.0686***	0.0113***	0.0482***	0.0622***	0.0131***
	(0.00144)	(0.00404)	(0.00116)	(0.00303)	(0.00371)	(0.00137)
Sexo del jefe	-0.00462***	-0.0156***	-0.00246	-0.0136***	0.0246***	-0.00572***
	(0.00160)	(0.00388)	(0.00159)	(0.00320)	(0.00357)	(0.00145)
Edad del jefe	-0.00181***	0.00142**	-0.00262***	-0.000937*	0.00193***	0.00119***
	(0.000259)	(0.000580)	(0.000281)	(0.000494)	(0.000587)	(0.000230)
Edad del jefe2	9.46e-06***	2.31e-06	2.41e-05***	1.71e-05***	-2.78e-05***	-1.18e-05***
	(2.31e-06)	(5.55e-06)	(2.87e-06)	(4.87e-06)	(5.47e-06)	(2.17e-06)
Montevideo	-0.00924***	0.0197***	-0.0116***	0.00356	-0.00144	0.00476***
	(0.00146)	(0.00338)	(0.00124)	(0.00293)	(0.00351)	(0.00136)
Secundaria o ET incompleta	-0.00184	0.00874**	-0.00195	0.000465	-0.00400	0.00579***
	(0.00169)	(0.00395)	(0.00133)	(0.00336)	(0.00396)	(0.00146)
Secundaria o ET completa	-0.00791***	0.0320***	-0.000532	-0.0109**	-0.0106	-0.000245
	(0.00240)	(0.00640)	(0.00234)	(0.00539)	(0.00648)	(0.00239)
Terciaria no universitaria	0.00200	0.00320	0.00122	-0.0248***	-0.0108	0.00165
	(0.00326)	(0.00783)	(0.00296)	(0.00660)	(0.00809)	(0.00316)
Universidad	-0.00623**	0.0428***	0.00314	-0.0304***	-0.0213***	-0.00362*
	(0.00257)	(0.00653)	(0.00248)	(0.00515)	(0.00637)	(0.00211)
Cantidad de menores	0.00719***	-0.0191***	0.00464***	-0.00214	0.00694***	-0.00250***
	(0.000764)	(0.00174)	(0.000613)	(0.00146)	(0.00193)	(0.000738)
Inactivo	-0.00168	0.0281***	0.00188	-0.0144**	-0.00980	-0.00625*
	(0.00388)	(0.00918)	(0.00387)	(0.00729)	(0.00801)	(0.00344)
Desocupado	0.00157	0.0324***	0.00265	-0.0220***	-0.00931	-0.00600**
	(0.00333)	(0.00819)	(0.00272)	(0.00595)	(0.00724)	(0.00275)
Jubilado	-0.00236	0.00964*	-0.00380*	0.0180***	-0.0299***	0.00185
	(0.00189)	(0.00537)	(0.00206)	(0.00479)	(0.00488)	(0.00206)
Pareja sin hijos	0.00497**	-0.0922***	0.000398	0.0494***	0.0476***	0.00773***
	(0.00220)	(0.00564)	(0.00224)	(0.00472)	(0.00545)	(0.00207)
Biparental con hijos	0.0118***	-0.124***	0.00206	0.0586***	0.0650***	0.0120***
	(0.00220)	(0.00573)	(0.00208)	(0.00448)	(0.00528)	(0.00222)
Monoparental	0.0140***	-0.0939***	0.00168	0.0272***	0.0424***	0.00972***
	(0.00247)	(0.00653)	(0.00228)	(0.00551)	(0.00577)	(0.00268)
Extendido	0.0174***	-0.127***	-2.50e-05	0.0529***	0.0607***	0.0175***
	(0.00240)	(0.00616)	(0.00214)	(0.00506)	(0.00552)	(0.00244)
Compuesto	0.0121***	-0.128***	-0.00375	0.0242**	0.0681***	0.0128***
	(0.00418)	(0.0126)	(0.00353)	(0.00972)	(0.0116)	(0.00450)
Constante	0.0295**	0.903***	0.0108	-0.339***	-0.527***	-0.105***
	(0.0140)	(0.0369)	(0.0112)	(0.0276)	(0.0335)	(0.0128)
Observaciones	7,043	7,043	7,043	7,043	7,043	7,043
R2/ Wald**	1065.17**	0.374	0.071	998.28**	1121.92**	462.10**

Errores estándar robustos entre paréntesis: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006. INE  
 Todos los rubros se estiman mediante IVTOBIT con la excepción de Vivienda y Muebles que se estima por MCO.

Tabla C - 12. Estimación del modelo W-L para los componentes del gasto no alimenticio. Variables instrumentales.  
ENGIH 2016-2017.

Variables	Vestimenta	Vivienda	Muebles	Salud	Transporte	Comunicación
Logaritmo del gasto per cápita	0.00593*** (0.00193)	-0.0277*** (0.00526)	0.0225*** (0.00149)	-0.00755** (0.00344)	0.0762*** (0.00434)	-0.0129*** (0.00145)
Sexo del jefe	0.000758 (0.00141)	-0.0116*** (0.00308)	-0.00282** (0.00123)	-0.00851*** (0.00188)	0.0211*** (0.00310)	-0.00181 (0.00151)
Edad del jefe	-0.00175*** (0.000255)	0.000729 (0.000580)	-0.00170*** (0.000274)	-0.00154*** (0.000348)	0.00187*** (0.000582)	0.000660** (0.000271)
Edad del jefe2	1.05e-05*** (2.28e-06)	5.45e-06 (5.67e-06)	1.75e-05*** (2.84e-06)	2.09e-05*** (3.47e-06)	-3.25e-05*** (5.58e-06)	-8.81e-06*** (2.54e-06)
Montevideo	-0.0113*** (0.00139)	0.0379*** (0.00314)	-0.00862*** (0.00123)	0.00172 (0.00194)	-0.0178*** (0.00299)	0.00333** (0.00152)
Secundaria o ET incompleta	0.00206 (0.00178)	0.00748* (0.00403)	-0.00347** (0.00149)	-0.00479* (0.00272)	-0.0108*** (0.00387)	0.0139*** (0.00191)
Secundaria o ET completa	-0.00222 (0.00206)	0.0109** (0.00486)	-0.00647*** (0.00182)	-0.00550* (0.00312)	-0.0125*** (0.00452)	0.0151*** (0.00223)
Terciaria no universitaria	0.00462 (0.00331)	0.00627 (0.00714)	-0.00136 (0.00290)	-0.0121*** (0.00424)	-0.0191*** (0.00694)	0.00961*** (0.00301)
Universidad	-0.00255 (0.00275)	0.00961 (0.00665)	-0.000600 (0.00236)	-0.0199*** (0.00392)	-0.0117* (0.00616)	0.00820*** (0.00262)
Cantidad de menores	0.00638*** (0.000894)	-0.0130*** (0.00171)	0.00542*** (0.000677)	0.0125*** (0.00166)	-0.00369** (0.00176)	-0.00892*** (0.000843)
Inactivo	-0.00847*** (0.00269)	0.0280*** (0.00692)	-0.000945 (0.00247)	-0.00853* (0.00448)	-0.00421 (0.00606)	-0.00325 (0.00326)
Desocupado	-0.00505 (0.00381)	0.0405*** (0.00921)	0.000304 (0.00301)	-0.0155** (0.00633)	-0.00848 (0.00629)	-0.00386 (0.00427)
Jubilado	-0.00575*** (0.00191)	0.0180*** (0.00508)	-0.00735*** (0.00196)	0.0199*** (0.00308)	-0.0163*** (0.00482)	-0.00372 (0.00235)
Pareja sin hijos	0.00175 (0.00210)	-0.0668*** (0.00533)	0.00175 (0.00191)	0.0228*** (0.00278)	0.0727*** (0.00494)	0.000474 (0.00232)
Biparental con hijos	0.0104*** (0.00228)	-0.0990*** (0.00551)	0.0105*** (0.00212)	0.0299*** (0.00323)	0.0838*** (0.00528)	0.00348 (0.00253)
Monoparental	0.0162*** (0.00292)	-0.0599*** (0.00627)	0.00551** (0.00262)	0.0107*** (0.00359)	0.0506*** (0.00557)	0.00399 (0.00272)
Extendido	0.0104*** (0.00269)	-0.0813*** (0.00651)	0.00855*** (0.00227)	0.0245*** (0.00374)	0.0748*** (0.00556)	0.0100*** (0.00282)
Compuesto	0.00590 (0.00556)	-0.0876*** (0.0136)	0.00292 (0.00370)	0.00276 (0.00780)	0.109*** (0.0167)	0.0139** (0.00626)
Constante	0.0399** (0.0185)	0.507*** (0.0486)	-0.136*** (0.0131)	0.196*** (0.0314)	-0.647*** (0.0406)	0.197*** (0.0146)
Observaciones	6,889	6,889	6,889	6,889	6,889	6,889
R2/ Wald**	880.69**	0.252	273.26**	0.142	1191.33**	0.055

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2016-2017. INE

Todos los rubros se estiman mediante IVTOBIT con la excepción de Viviendas, Salud, Comunicaciones que se estiman por MC2E.

Tabla C - 13. Elasticidades del gasto para los rubros del gasto no alimenticios calculados a partir de la especificación W-L. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017

	<b>2005</b>	<b>2016</b>	<b>2005</b>	<b>2016</b>	<b>2005</b>	<b>2016</b>
	Vestimenta		Vivienda		Muebles	
Elasticidad	1,17	1,13	0,75	0,89	1,22	1,72
	<b>2005</b>	<b>2016</b>	<b>2005</b>	<b>2016</b>	<b>2005</b>	<b>2016</b>
	Salud		Transporte		Comunicación	
Elasticidad	1,45	0,95	1,63	1,78	1,32	0,87

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE.

Tabla C - 14. Estimación del modelo W-L por IVTOBIT para el gasto en Vestimenta por quintiles de ingreso.  
ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

**Proporción del gasto en Vestimenta**

Variables	2005			2016		
	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5
Logaritmo del gasto per cápita	0.0121	0.00557	-0.000640	0.00820	-0.0218	0.00999*
	(0.0109)	(0.0118)	(0.00328)	(0.00721)	(0.0235)	(0.00602)
Sexo del jefe	-0.0130***	-0.00297	-0.00340	-0.00490	-0.000240	-0.000684
	(0.00498)	(0.00333)	(0.00237)	(0.00355)	(0.00338)	(0.00273)
Edad del jefe	-0.00241***	-0.00127*	-0.00146***	-0.00255***	-0.00210***	-0.000498
	(0.000723)	(0.000671)	(0.000436)	(0.000563)	(0.000633)	(0.000471)
Edad del jefe2	1.52e-05**	5.45e-06	6.69e-06*	2.16e-05***	1.29e-05**	-6.40e-07
	(7.31e-06)	(5.64e-06)	(3.88e-06)	(5.72e-06)	(5.60e-06)	(4.21e-06)
Montevideo	-0.0120***	-0.00848***	-0.00636***	-0.0148***	-0.0139***	-0.00773***
	(0.00423)	(0.00279)	(0.00230)	(0.00354)	(0.00295)	(0.00299)
Secundaria o ET incompleta	-0.00659	0.000362	0.00582*	-0.000886	0.00875*	-0.00327
	(0.00459)	(0.00306)	(0.00318)	(0.00362)	(0.00484)	(0.00575)
Secundaria o ET completa	-0.0208**	-0.000642	0.00134	-0.00107	0.00508	-0.00689
	(0.00819)	(0.00527)	(0.00361)	(0.00502)	(0.00521)	(0.00507)
Terciaria no universitaria	-0.00154	0.00469	0.00794*	0.0330***	0.00759	0.000406
	(0.0374)	(0.00903)	(0.00410)	(0.0126)	(0.00835)	(0.00581)
Universidad	-0.0220	-0.00529	0.00551	0.00247	0.0117	-0.00993*
	(0.0206)	(0.00686)	(0.00371)	(0.00933)	(0.00991)	(0.00582)
Cantidad de menores	0.00887***	0.00766***	-0.00293	0.00778***	0.00620***	0.00270
	(0.00155)	(0.00210)	(0.00187)	(0.00159)	(0.00217)	(0.00331)
Inactivo	0.000928	-0.00778	-0.00935	-0.0149***	0.00851	-0.00910
	(0.00794)	(0.00822)	(0.00571)	(0.00464)	(0.00783)	(0.00584)
Desocupado	0.00528	0.00637	-0.00345	-0.00307	-0.0176**	-0.0160
	(0.00759)	(0.00718)	(0.00389)	(0.00580)	(0.00886)	(0.0187)
Jubilado	0.00603	-0.00214	-0.00556*	-0.0167***	-0.00262	-0.000573
	(0.00706)	(0.00372)	(0.00337)	(0.00487)	(0.00437)	(0.00386)
Pareja sin hijos	-0.00393	0.00290	0.00811***	0.00451	-0.00979	0.0106***
	(0.0103)	(0.00448)	(0.00295)	(0.00760)	(0.00657)	(0.00323)
Biparental con hijos	0.0154*	0.0165***	0.0133***	0.0181***	-0.00356	0.0157***
	(0.00928)	(0.00489)	(0.00356)	(0.00677)	(0.00826)	(0.00455)
Monoparental	0.00601	0.0162***	0.0119***	0.0214***	0.000139	0.0208**
	(0.0106)	(0.00495)	(0.00389)	(0.00746)	(0.00915)	(0.00943)
Extendido	0.0159*	0.0173***	0.00764	0.0161**	0.00685	0.00726
	(0.00954)	(0.00539)	(0.00475)	(0.00714)	(0.00928)	(0.00563)
Compuesto	0.00418	0.00640	0.00575	0.0104	-0.0315***	-0.00736
	(0.0125)	(0.00829)	(0.0106)	(0.0101)	(0.00890)	(0.0162)
Constante	0.0153	0.0275	0.0966***	0.0302	0.305	-0.0322
	(0.0900)	(0.103)	(0.0309)	(0.0608)	(0.216)	(0.0568)
Observaciones	1,358	1,357	1,524	1,706	1,315	1,256
Wald	191.66	304.27	255.50	195.84	192.29	115.76

Errores estándar robustos entre paréntesis: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE

Tabla C - 15. Estimación del modelo W-L por MC2E para el gasto en Vivienda por quintiles de ingreso. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

Variables	Proporción del gasto en Vivienda					
	2005			2016		
	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5
Logaritmo del gasto per cápita	-0.0577** (0.0247)	-0.0975*** (0.0293)	-0.0222** (0.0105)	-0.0342 (0.0262)	0.0380 (0.0564)	-0.00826 (0.0198)
Sexo del jefe	-0.00111 (0.0114)	-0.0142 (0.00890)	-0.0225*** (0.00697)	-0.00167 (0.00722)	-0.00367 (0.00756)	-0.00964 (0.00730)
Edad del jefe	0.00474*** (0.00162)	0.00112 (0.00127)	-0.000920 (0.00130)	0.00350*** (0.00129)	0.00122 (0.00148)	0.000191 (0.00145)
Edad del jefe2	-3.36e-05** (1.70e-05)	1.16e-06 (1.22e-05)	3.06e-05** (1.25e-05)	-3.01e-05** (1.41e-05)	2.93e-06 (1.49e-05)	1.42e-05 (1.32e-05)
Montevideo	-0.0166* (0.00943)	0.0252*** (0.00709)	0.0410*** (0.00701)	0.0196*** (0.00724)	0.0340*** (0.00730)	0.0432*** (0.00799)
Secundaria o ET incompleta	0.0109 (0.0101)	0.00236 (0.00778)	-0.0126 (0.0103)	0.00717 (0.00832)	-0.00358 (0.0115)	-0.000943 (0.0142)
Secundaria o ET completa	0.0238 (0.0231)	0.0352*** (0.0118)	-0.00408 (0.0131)	0.0144 (0.0123)	-0.00555 (0.0125)	0.00303 (0.0151)
Terciaria no universitaria	-0.0292 (0.0191)	0.0127 (0.0195)	-0.0191 (0.0141)	-0.0189 (0.0197)	-0.00601 (0.0200)	-0.00165 (0.0170)
Universidad	-0.0301 (0.0468)	0.0580*** (0.0172)	0.00415 (0.0121)	0.00881 (0.0287)	-0.0172 (0.0216)	-3.47e-05 (0.0167)
Cantidad de menores	-0.0241*** (0.00356)	-0.0230*** (0.00386)	-0.00731 (0.00451)	-0.0192*** (0.00352)	-0.0118*** (0.00426)	-0.00231 (0.00676)
Inactivo	0.0334** (0.0166)	0.00782 (0.0227)	0.103*** (0.0234)	0.0312*** (0.0104)	-0.00983 (0.0145)	0.0635*** (0.0210)
Desocupado	0.0267 (0.0174)	0.0303* (0.0174)	0.0286* (0.0171)	0.0345** (0.0135)	0.0479** (0.0209)	0.101*** (0.0344)
Jubilado	-0.000526 (0.0183)	0.0179 (0.0114)	-0.00581 (0.0103)	0.0117 (0.0121)	0.0240** (0.0117)	0.0168 (0.0117)
Pareja sin hijos	-0.0891** (0.0358)	-0.0988*** (0.0139)	-0.0708*** (0.00850)	-0.0543** (0.0231)	-0.0596*** (0.0143)	-0.0722*** (0.00905)
Biparental con hijos	-0.127*** (0.0288)	-0.139*** (0.0134)	-0.0854*** (0.0104)	-0.0915*** (0.0205)	-0.0800*** (0.0192)	-0.100*** (0.0120)
Monoparental	-0.0808*** (0.0306)	-0.110*** (0.0138)	-0.0627*** (0.0127)	-0.0369* (0.0216)	-0.0403* (0.0213)	-0.0597*** (0.0142)
Extendido	-0.118*** (0.0294)	-0.128*** (0.0146)	-0.0785*** (0.0118)	-0.0667*** (0.0219)	-0.0630*** (0.0232)	-0.0672*** (0.0165)
Compuesto	-0.150*** (0.0411)	-0.164*** (0.0190)	-0.0312 (0.0333)	-0.0828*** (0.0291)	-0.0854*** (0.0323)	-0.107*** (0.0311)
Constante	0.772*** (0.201)	1.175*** (0.256)	0.495*** (0.0959)	0.517** (0.228)	-0.107 (0.506)	0.316* (0.184)
Observaciones	1,358	1,357	1,524	1,706	1,315	1,256
R2	0.289	0.457	0.354	0.177	0.178	0.280

Errores estándar robustos entre paréntesis: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE

Tabla C - 16. Estimación del modelo W-L para el gasto en Muebles por quintiles de ingreso. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

Variables	2005			2016		
	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5
Logaritmo del gasto per cápita	-0.000868 (0.00389)	0.0116** (0.00468)	0.0229*** (0.00322)	0.0138*** (0.00235)	0.0234*** (0.00386)	0.0333*** (0.00487)
Sexo del jefe	-0.00783* (0.00470)	-0.000175 (0.00313)	-0.00440 (0.00357)	0.00141 (0.00231)	-0.000106 (0.00244)	-0.00263 (0.00347)
Edad del jefe	-0.00258*** (0.000829)	-0.00257*** (0.000665)	-0.00313*** (0.000646)	-0.00150*** (0.000439)	-0.000683 (0.000420)	-0.00278*** (0.000801)
Edad del jefe <sup>2</sup>	2.36e-05** (9.81e-06)	2.20e-05*** (6.54e-06)	3.22e-05*** (6.22e-06)	1.39e-05*** (4.45e-06)	5.89e-06 (4.10e-06)	3.18e-05*** (8.08e-06)
Montevideo	-0.00667** (0.00333)	-0.0109*** (0.00225)	-0.0188*** (0.00346)	-0.000754 (0.00244)	-0.00918*** (0.00225)	-0.0130*** (0.00382)
Secundaria o ET incompleta	-0.000879 (0.00290)	-0.00420* (0.00243)	-0.00281 (0.00480)	-0.000342 (0.00211)	-0.00559* (0.00290)	-0.00485 (0.00743)
Secundaria o ET completa	-0.00536 (0.00635)	-0.00799* (0.00409)	-0.000319 (0.00601)	-0.00515 (0.00325)	-0.0120*** (0.00315)	-0.00834 (0.00715)
Terciaria no universitaria	0.0102 (0.0170)	-0.00820* (0.00464)	-0.00584 (0.00574)	0.0106 (0.0113)	-0.00516 (0.00573)	-0.00339 (0.00752)
Universidad	0.0529 (0.0570)	-0.0162*** (0.00472)	0.00232 (0.00505)	-0.00182 (0.00648)	-0.00414 (0.00469)	-0.00466 (0.00764)
Cantidad de menores	0.00142 (0.00122)	0.00280* (0.00147)	0.0110*** (0.00302)	0.00237*** (0.000803)	0.00945*** (0.00184)	0.0192*** (0.00453)
Inactivo	-0.00385 (0.00599)	0.0101 (0.0117)	-0.0227*** (0.00864)	1.95e-05 (0.00271)	0.000327 (0.00612)	0.00680 (0.00998)
Desocupado	0.00183 (0.00473)	-0.00751 (0.00525)	0.000749 (0.00740)	-0.00604* (0.00342)	0.00855 (0.0116)	0.00800 (0.0181)
Jubilado	-0.00608 (0.00625)	-0.00280 (0.00353)	-0.00439 (0.00460)	-0.00370 (0.00328)	-0.00493 (0.00341)	-0.0173*** (0.00541)
Pareja sin hijos	-0.0123 (0.0100)	-0.00552 (0.00517)	-0.000822 (0.00399)	-0.00509 (0.00562)	-0.00430 (0.00386)	0.00859** (0.00366)
Biparental con hijos	-0.00940 (0.00808)	-0.00157 (0.00496)	0.00440 (0.00441)	0.000231 (0.00501)	-0.00631 (0.00412)	0.0300*** (0.00750)
Monoparental	-0.00850 (0.00853)	-0.00304 (0.00446)	0.00254 (0.00545)	0.00146 (0.00576)	-0.00300 (0.00487)	0.00534 (0.00675)
Extendido	-0.0143* (0.00832)	-0.00335 (0.00495)	0.00828 (0.00565)	-0.000428 (0.00525)	-0.000681 (0.00464)	0.0203*** (0.00661)
Compuesto	-0.00882 (0.00893)	-0.0185*** (0.00618)	0.00292 (0.00723)	0.0128 (0.00857)	-0.0195*** (0.00611)	-0.00296 (0.00945)
Constante	0.125*** (0.0256)	0.0157 (0.0412)	-0.0894*** (0.0305)	-0.0545** (0.0223)	-0.156*** (0.0365)	-0.230*** (0.0447)
Observaciones	1,358	1,357	1,524	1,706	1,315	1,256
R <sup>2</sup> / Wald**	0.065	0.074	0.114	45.30**	76.14**	137.33**

Errores estándar robustos entre paréntesis: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE  
Para el 2005 se estima por MCO y para el 2016 por IVTOBIT.

Tabla C - 17. Estimación del modelo W-L para el gasto en Salud por quintiles de ingreso. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

**Proporción del gasto en Salud**

Variables	2005			2016		
	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5
Logaritmo del gasto per cápita	0.133*** (0.0241)	0.0115 (0.0287)	-0.0460*** (0.00630)	0.0926*** (0.0270)	-0.0389 (0.0238)	-0.0439*** (0.0121)
Sexo del jefe	-0.00290 (0.00898)	-0.0206** (0.00798)	-0.0152*** (0.00477)	-0.0100 (0.00672)	-0.00852** (0.00351)	-0.0122*** (0.00330)
Edad del jefe	-0.000906 (0.00134)	0.000751 (0.00138)	-0.000261 (0.000872)	-0.00139 (0.00121)	-0.000591 (0.000662)	-0.00153** (0.000734)
Edad del jefe2	1.17e-05 (1.46e-05)	5.87e-06 (1.34e-05)	1.18e-05 (8.56e-06)	2.04e-05 (1.29e-05)	1.32e-05** (6.68e-06)	2.41e-05*** (7.32e-06)
Montevideo	-0.0191** (0.00823)	0.0131* (0.00673)	0.0150*** (0.00505)	0.000847 (0.00720)	0.00364 (0.00331)	0.00950*** (0.00368)
Secundaria o ET incompleta	-0.0118 (0.00902)	0.00327 (0.00797)	0.00123 (0.00841)	-0.0188** (0.00837)	-0.00412 (0.00510)	0.00618 (0.00706)
Secundaria o ET completa	-0.0250 (0.0205)	0.0179 (0.0115)	0.00293 (0.00848)	-0.0255** (0.0118)	0.00484 (0.00536)	0.00892 (0.00874)
Terciaria no universitaria	-0.0175 (0.0376)	-0.00103 (0.0192)	-0.0133 (0.0101)	-0.0354 (0.0222)	-0.00104 (0.00806)	-0.000728 (0.00839)
Universidad	-0.0986** (0.0454)	0.00221 (0.0151)	0.00776 (0.00884)	-0.0774*** (0.0262)	-0.000426 (0.00878)	0.00855 (0.00956)
Cantidad de menores	0.0126*** (0.00357)	0.00127 (0.00359)	-0.00157 (0.00261)	0.0250*** (0.00420)	0.00706*** (0.00247)	-0.00146 (0.00294)
Inactivo	-0.00789 (0.0150)	-0.00114 (0.0189)	-0.0146 (0.00943)	-0.00335 (0.00917)	-0.0149** (0.00723)	0.0107 (0.00991)
Desocupado	-0.000830 (0.0134)	-0.0341** (0.0139)	-0.00597 (0.00995)	-0.0117 (0.0118)	0.00139 (0.00979)	0.0295 (0.0345)
Jubilado	0.0262* (0.0140)	0.0183* (0.0106)	0.0202** (0.00842)	0.0371*** (0.0107)	0.0171*** (0.00569)	0.00354 (0.00560)
Pareja sin hijos	0.0433 (0.0284)	0.0558*** (0.0125)	0.0105* (0.00538)	0.0491*** (0.0161)	0.0330*** (0.00594)	0.00148 (0.00454)
Biparental con hijos	0.0747*** (0.0204)	0.0611*** (0.0123)	0.00614 (0.00631)	0.0864*** (0.0159)	0.0285*** (0.00759)	0.00244 (0.00604)
Monoparental	0.0336 (0.0229)	0.0298** (0.0136)	-0.00432 (0.00619)	0.0537*** (0.0166)	0.00797 (0.00869)	-0.0197*** (0.00617)
Extendido	0.0764*** (0.0212)	0.0370*** (0.0126)	0.0213** (0.00929)	0.0744*** (0.0183)	0.0186** (0.00909)	0.00839 (0.00697)
Compuesto	0.0379 (0.0299)	0.0222 (0.0191)	-0.00923 (0.00841)	0.0349 (0.0220)	0.0342** (0.0145)	-0.0270*** (0.00811)
Constante	-1.028*** (0.193)	-0.0654 (0.250)	0.524*** (0.0574)	-0.696*** (0.228)	0.452** (0.217)	0.534*** (0.115)
Observaciones	1,358	1,357	1,524	1,706	1,315	1,256
R2/Wald**	98.38**	95.37**	199.61**	0.018	0.256	0.205

Errores estándar robustos entre paréntesis: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE  
Para el 2005 se estima por IVTOBIT y para el 2016 por MC2E.

Tabla C - 18. Estimación del modelo W-L por IVTOBIT para el gasto en Transporte por quintiles de ingreso. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

Variables	Proporción del gasto en Transporte					
	2005			2016		
	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5
Logaritmo del gasto per cápita	0.0665**	0.0292	0.0683***	0.0295**	0.0747	0.0675***
	(0.0306)	(0.0311)	(0.0111)	(0.0132)	(0.0521)	(0.0200)
Sexo del jefe	-0.000414	0.0249***	0.0411***	0.0199***	0.0139*	0.0218***
	(0.00943)	(0.00782)	(0.00691)	(0.00575)	(0.00786)	(0.00818)
Edad del jefe	0.00201	0.000976	0.00120	0.000219	0.000231	0.00262*
	(0.00148)	(0.00143)	(0.00135)	(0.00101)	(0.00144)	(0.00155)
Edad del jefe <sup>2</sup>	-1.64e-05	-2.18e-05*	-2.78e-05**	-8.84e-06	-1.75e-05	-4.70e-05***
	(1.53e-05)	(1.28e-05)	(1.18e-05)	(1.05e-05)	(1.34e-05)	(1.36e-05)
Montevideo	0.0424***	-0.000745	-0.0318***	-0.000956	-0.0144**	-0.0177**
	(0.00947)	(0.00734)	(0.00747)	(0.00633)	(0.00643)	(0.00802)
Secundaria o ET incompleta	0.00331	-0.0108	-0.00138	-0.00483	-0.0106	0.00382
	(0.0106)	(0.00994)	(0.00956)	(0.00630)	(0.0107)	(0.0139)
Secundaria o ET completa	0.0124	-0.00106	0.00302	-0.0103	-0.0149	-0.00663
	(0.0171)	(0.0133)	(0.0134)	(0.00919)	(0.0113)	(0.0131)
Terciaria no universitaria	0.0839***	-0.0236	0.00324	0.0114	-0.0320*	0.000336
	(0.0249)	(0.0152)	(0.0137)	(0.0185)	(0.0178)	(0.0151)
Universidad	0.0352	-0.0242	-0.0117	0.0143	-0.0105	0.00877
	(0.0544)	(0.0173)	(0.0118)	(0.0204)	(0.0197)	(0.0162)
Cantidad de menores	0.0119***	-0.000154	-0.00862*	-0.00377	-0.00307	-0.0358***
	(0.00450)	(0.00388)	(0.00489)	(0.00286)	(0.00500)	(0.00792)
Inactivo	-0.0198	-0.00846	0.00813	-0.0164**	0.0219	-0.0313
	(0.0147)	(0.0159)	(0.0328)	(0.00780)	(0.0174)	(0.0209)
Desocupado	-0.0152	0.00573	-0.00274	-0.00544	0.00734	-0.0413
	(0.0128)	(0.0182)	(0.0144)	(0.00845)	(0.0218)	(0.0294)
Jubilado	-0.0222	-0.0282***	-0.0275***	-0.0255***	-0.0123	-0.00408
	(0.0137)	(0.0104)	(0.00909)	(0.00882)	(0.00935)	(0.0124)
Pareja sin hijos	0.0991***	0.0513***	0.0455***	0.0583***	0.0663***	0.0769***
	(0.0259)	(0.0143)	(0.00850)	(0.0150)	(0.0132)	(0.0106)
Biparental con hijos	0.161***	0.0650***	0.0446***	0.0644***	0.0853***	0.0985***
	(0.0221)	(0.0117)	(0.0107)	(0.0128)	(0.0178)	(0.0155)
Monoparental	0.118***	0.0488***	0.0298***	0.0262*	0.0512***	0.0702***
	(0.0250)	(0.0117)	(0.0110)	(0.0137)	(0.0185)	(0.0139)
Extendido	0.134***	0.0609***	0.0397***	0.0526***	0.0676***	0.0516***
	(0.0237)	(0.0120)	(0.0120)	(0.0131)	(0.0192)	(0.0151)
Compuesto	0.162***	0.0860***	0.0586	0.0736***	0.150***	0.0866
	(0.0283)	(0.0247)	(0.0358)	(0.0235)	(0.0487)	(0.0810)
Constante	-0.681***	-0.209	-0.531***	-0.222**	-0.590	-0.566***
	(0.247)	(0.272)	(0.0990)	(0.109)	(0.477)	(0.194)
Observaciones	1,358	1,357	1,524	1,706	1,315	1,256
Wald	163.10	195.27	405.20	127.54	202.15	387.19

Errores estándar robustos entre paréntesis: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE

Tabla C - 19. Estimación del modelo W-L para el gasto en Comunicaciones por quintiles de ingreso. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

Variables	Proporción del gasto en Comunicaciones					
	2005			2016		
	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5
Logaritmo del gasto per cápita	0.0444*** (0.0109)	0.00540 (0.0115)	-0.00232 (0.00292)	0.0113*** (0.00363)	-0.0240*** (0.00421)	-0.0303*** (0.00421)
Sexo del jefe	0.00878 (0.00564)	-0.0134*** (0.00312)	-0.00281 (0.00224)	0.00580 (0.00411)	-0.00477 (0.00306)	-0.00409 (0.00318)
Edad del jefe	0.00131 (0.000908)	0.00130*** (0.000454)	0.000420 (0.000380)	0.00131 (0.000825)	0.000313 (0.000535)	-0.000274 (0.000639)
Edad del jefe2	-1.02e-05 (9.58e-06)	-1.22e-05*** (4.31e-06)	-4.90e-06 (3.49e-06)	-1.41e-05* (8.48e-06)	-5.29e-06 (5.00e-06)	-2.01e-06 (5.77e-06)
Montevideo	0.0195*** (0.00492)	-0.00168 (0.00244)	-0.00119 (0.00210)	0.00680 (0.00435)	0.00677** (0.00300)	-0.00703** (0.00344)
Secundaria o ET incompleta	0.00241 (0.00478)	0.0134*** (0.00269)	0.00662** (0.00335)	0.0158*** (0.00387)	0.00995*** (0.00374)	0.0108* (0.00559)
Secundaria o ET completa	0.00741 (0.0116)	0.00666 (0.00494)	0.00222 (0.00374)	0.0139** (0.00581)	0.0169*** (0.00434)	0.00951 (0.00598)
Terciaria no universitaria	0.0341 (0.0233)	0.0179* (0.00950)	0.000603 (0.00398)	0.0141 (0.0126)	0.0117 (0.00812)	0.00852 (0.00573)
Universidad	-0.0126 (0.0233)	0.00948 (0.00615)	0.00379 (0.00346)	0.00750 (0.0104)	0.0105* (0.00549)	0.00955* (0.00566)
Cantidad de menores	0.00218 (0.00186)	-0.00160 (0.00147)	-0.00616*** (0.00126)	- 0.00507*** (0.00143)	-0.0135*** (0.00172)	-0.0117*** (0.00202)
Inactivo	-0.00840 (0.00810)	0.00620 (0.00644)	0.00625 (0.00709)	0.00164 (0.00543)	0.000868 (0.00826)	-0.00471 (0.00798)
Desocupado	0.000753 (0.00726)	-0.00770 (0.00675)	-0.000351 (0.00383)	-0.000646 (0.00678)	-0.00487 (0.0104)	0.000974 (0.0104)
Jubilado	0.00158 (0.00874)	0.00282 (0.00377)	0.00273 (0.00330)	-0.00356 (0.00610)	-0.00435 (0.00469)	0.00150 (0.00515)
Pareja sin hijos	0.0309* (0.0163)	0.0116*** (0.00450)	-0.00225 (0.00259)	0.0112 (0.0115)	0.0156*** (0.00503)	-0.00715* (0.00383)
Biparental con hijos	0.0547*** (0.0136)	0.0117** (0.00484)	0.00331 (0.00318)	0.00967 (0.0100)	0.0255*** (0.00554)	-0.0133*** (0.00455)
Monoparental	0.0576*** (0.0151)	0.0148*** (0.00571)	0.00347 (0.00351)	0.00895 (0.0107)	0.0190*** (0.00596)	-0.00583 (0.00550)
Extendido	0.0721*** (0.0140)	0.0151*** (0.00520)	0.00186 (0.00413)	0.0150 (0.0103)	0.0222*** (0.00577)	-0.00108 (0.00625)
Compuesto	0.0716*** (0.0188)	0.0113 (0.0102)	0.000750 (0.00677)	0.0127 (0.0152)	0.0279*** (0.00800)	0.000931 (0.0364)
Constante	-0.426*** (0.0868)	-0.0394 (0.0998)	0.0636** (0.0281)	-0.0398 (0.0353)	0.294*** (0.0404)	0.408*** (0.0412)
Observaciones	1,358	1,357	1,524	1,706	1,315	1,256
R2/Wald**	101.46**	91.85**	46.01**	0.049	0.108	0.130

Errores estándar robustos entre paréntesis: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE

Para el 2005 se estima por IVTOBIT y para el 2016 por MC2E.

Tabla C - 20. Elasticidades del gasto para los rubros del gasto en bienes específicos calculados a partir de la especificación W-L. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017

	<b>2005</b>	<b>2016</b>	<b>2005</b>	<b>2016</b>	<b>2005</b>	<b>2016</b>
	Transporte público		Transporte privado		Electrodomésticos	
Elasticidad	0,78	0,48	2,32	2,32	3,82	1,70
	<b>2005</b>	<b>2016</b>	<b>2005</b>	<b>2016</b>	<b>2005</b>	<b>2016</b>
	Telefonía celular		Telefonía fija		Tecnología	
Elasticidad	2,17	0,86	1,36	1,25	2,04	1,05

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE

Tabla C - 21. Estimación del modelo W-L para el gasto en Transporte privado y Transporte público. Variables instrumentales. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

Variables	Proporción del gasto en Transporte privado		Proporción del gasto en Transporte público	
	2005	2016	2005	2016
Logaritmo del gasto per cápita	0.0938*** (0.00392)	0.108*** (0.00498)	-0.00764*** (0.00204)	-0.00863*** (0.00169)
Sexo del jefe	0.0370*** (0.00407)	0.0324*** (0.00347)	-0.00839*** (0.00263)	-0.00800*** (0.00180)
Edad del jefe	0.00103 (0.000662)	0.00223*** (0.000684)	0.00255*** (0.000438)	0.000417 (0.000330)
Edad del jefe2	-2.13e-05*** (6.21e-06)	-3.65e-05*** (6.64e-06)	-2.77e-05*** (4.15e-06)	-8.82e-06*** (3.12e-06)
Montevideo	-0.0526*** (0.00380)	-0.0598*** (0.00369)	0.0555*** (0.00311)	0.0399*** (0.00189)
Secundaria o ET incompleta	-0.00651 (0.00430)	-0.0180*** (0.00446)	0.00591** (0.00293)	0.00284 (0.00245)
Secundaria o ET completa	-0.0102 (0.00716)	-0.0196*** (0.00529)	-0.000962 (0.00403)	0.00518* (0.00273)
Terciaria no universitaria	-0.0158* (0.00940)	-0.0226*** (0.00784)	0.0141*** (0.00513)	0.00349 (0.00363)
Universidad	-0.0195*** (0.00695)	-0.0136* (0.00697)	-0.00652 (0.00404)	0.00268 (0.00338)
Cantidad de menores	0.00978*** (0.00181)	0.00118 (0.00199)	-0.000715 (0.00160)	-0.00757*** (0.00109)
Inactivo	-0.00647 (0.00706)	-0.0302*** (0.00860)	-0.0118** (0.00461)	-0.0106** (0.00442)
Desocupado	0.00298 (0.00810)	-0.0107 (0.00777)	-0.00753 (0.00461)	0.000536 (0.00488)
Jubilado	-0.0151*** (0.00558)	0.0183** (0.00880)	-0.00702* (0.00359)	0.00752* (0.00421)
Pareja sin hijos	0.0597*** (0.00647)	0.0960*** (0.00584)	0.0132*** (0.00375)	-0.000560 (0.00277)
Biparental con hijos	0.0810*** (0.00620)	0.112*** (0.00624)	0.0244*** (0.00392)	0.00704** (0.00283)
Monoparental	0.0519*** (0.00674)	0.0630*** (0.00681)	0.0224*** (0.00432)	0.0123*** (0.00319)
Extendido	0.0746*** (0.00632)	0.0976*** (0.00667)	0.0300*** (0.00408)	0.0134*** (0.00326)
Compuesto	0.0882*** (0.0120)	0.135*** (0.0175)	0.0301*** (0.00721)	0.0167*** (0.00603)
Constante	-0.819*** (0.0359)	-0.979*** (0.0465)	-0.0212 (0.0195)	0.0572*** (0.0171)
Observaciones	7,043	6,889	7,043	6,889
Pseudo R2/Wald**	1257.46**	1346.29**	-0.4125	-0.3885

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE  
Todas las estimaciones se estiman mediante IVTOBIT con la excepción de Transporte público W-L 2005 y 2016.

Tabla C - 22. Estimación del modelo W-L para el gasto en Telefonía móvil y Telefonía fija. Variables instrumentales. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

Variables	Proporción del gasto en Telefonía móvil		Proporción del gasto en Telefonía fija	
	2005	2016	2005	2016
Logaritmo del gasto per cápita	0.0152***	-0.0101***	0.0101***	0.00506***
	(0.00126)	(0.00136)	(0.00139)	(0.00104)
Sexo del jefe	0.00241**	0.00146	-0.00730***	-0.00452***
	(0.00121)	(0.00141)	(0.00146)	(0.00107)
Edad del jefe	8.89e-05	0.000731***	0.00212***	0.00145***
	(0.000210)	(0.000273)	(0.000231)	(0.000203)
Edad del jefe <sup>2</sup>	-7.62e-06***	-1.63e-05***	-1.63e-05***	-4.93e-06**
	(1.99e-06)	(2.58e-06)	(2.17e-06)	(1.92e-06)
Montevideo	0.00163	0.00119	0.00462***	0.00399***
	(0.00110)	(0.00146)	(0.00138)	(0.00107)
Secundaria o ET incompleta	0.00375***	0.0107***	0.00421***	0.00640***
	(0.00129)	(0.00179)	(0.00148)	(0.00150)
Secundaria o ET completa	-0.000298	0.0122***	-7.03e-06	0.00677***
	(0.00196)	(0.00212)	(0.00243)	(0.00163)
Terciaria no universitaria	4.14e-05	0.00626**	0.00202	0.00777***
	(0.00252)	(0.00287)	(0.00365)	(0.00216)
Universidad	-0.00162	0.00615**	-0.00223	0.00705***
	(0.00204)	(0.00251)	(0.00212)	(0.00179)
Cantidad de menores	0.000332	-0.00818***	-0.00217***	-0.000234
	(0.000589)	(0.000820)	(0.000784)	(0.000609)
Inactivo	-0.00367	-0.0103***	-0.00289	0.00385
	(0.00227)	(0.00316)	(0.00278)	(0.00271)
Desocupado	-0.000796	-0.00308	-0.00687**	3.11e-05
	(0.00215)	(0.00370)	(0.00287)	(0.00344)
Jubilado	0.000149	0.00690**	0.00336*	0.00121
	(0.00173)	(0.00310)	(0.00202)	(0.00274)
Pareja sin hijos	0.00444***	0.00268	0.00885***	0.00725***
	(0.00170)	(0.00224)	(0.00212)	(0.00160)
Biparental con hijos	0.0182***	0.00617***	0.00855***	0.00979***
	(0.00175)	(0.00239)	(0.00219)	(0.00173)
Monoparental	0.0201***	0.0105***	0.00385	0.00254
	(0.00209)	(0.00260)	(0.00264)	(0.00200)
Extendido	0.0230***	0.0118***	0.0121***	0.0118***
	(0.00201)	(0.00268)	(0.00240)	(0.00205)
Compuesto	0.0274***	0.0176***	0.00218	0.00874*
	(0.00394)	(0.00602)	(0.00422)	(0.00466)
Constante	-0.129***	0.165***	-0.127***	-0.105***
	(0.0115)	(0.0139)	(0.0128)	(0.0104)
Observaciones	7,043	6,889	7,043	6,889
Pseudo R <sup>2</sup> /Wald**	1083.72**	1018.57**	582.90**	1006.19**

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE

Todas las estimaciones se estiman mediante IVTOBIT con la excepción de Telefonía móvil W-L y telefonía fija W-L para 2016 que se estiman por Tobit.

Tabla C - 23. Estimación del modelo W-L para el gasto en Electrodomésticos y Tecnología. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

Variables	Proporción del gasto en Electrodomésticos		Proporción del gasto en Tecnología	
	2005	2016	2005	2016
Logaritmo del gasto per cápita	0.0137***	0.00344***	0.0311***	0.00305**
	(0.00106)	(0.000895)	(0.00200)	(0.00142)
Sexo del jefe	-0.000711	-0.000263	0.000715	0.000513
	(0.00151)	(0.000675)	(0.00241)	(0.000878)
Edad del jefe	-0.00100***	-0.000176	-0.000357	0.000306*
	(0.000218)	(0.000131)	(0.000363)	(0.000166)
Edad del jefe2	5.78e-06***	2.23e-07	-2.19e-07	-2.93e-06*
	(2.15e-06)	(1.26e-06)	(3.49e-06)	(1.55e-06)
Montevideo	-0.00402***	0.000114	-0.0168***	-0.00337***
	(0.00130)	(0.000726)	(0.00209)	(0.000949)
Secundaria o ET incompleta	-0.000362	0.000324	0.00476*	-0.000544
	(0.00152)	(0.000930)	(0.00244)	(0.00125)
Secundaria o ET completa	-0.00338	0.00125	-0.00226	-0.00144
	(0.00247)	(0.00117)	(0.00380)	(0.00146)
Terciaria no universitaria	0.00133	0.00126	-0.00126	-0.00342*
	(0.00312)	(0.00158)	(0.00428)	(0.00196)
Universidad	-0.00793***	-0.000281	-0.00776**	-0.00441**
	(0.00222)	(0.00133)	(0.00333)	(0.00193)
Cantidad de menores	0.00292***	0.000443	0.00340***	-0.000393
	(0.000658)	(0.000364)	(0.00105)	(0.000505)
Inactivo	0.00354	-0.000953	0.00365	-0.000851
	(0.00282)	(0.00151)	(0.00415)	(0.00208)
Desocupado	0.000248	-0.00254	-0.00201	0.000757
	(0.00289)	(0.00208)	(0.00458)	(0.00264)
Jubilado	0.00233	-0.000158	0.0124***	0.00506**
	(0.00218)	(0.00153)	(0.00347)	(0.00206)
Pareja sin hijos	0.0143***	0.00199*	0.0189***	0.00221
	(0.00226)	(0.00111)	(0.00352)	(0.00161)
Biparental con hijos	0.0114***	0.00209*	0.0258***	0.00209
	(0.00225)	(0.00111)	(0.00340)	(0.00167)
Monoparental	0.00991***	0.000446	0.0248***	-8.20e-05
	(0.00256)	(0.00133)	(0.00397)	(0.00179)
Extendido	0.0134***	0.00189	0.0309***	0.00178
	(0.00238)	(0.00125)	(0.00366)	(0.00179)
Compuesto	0.0191***	0.00376	0.0303***	-0.00116
	(0.00470)	(0.00233)	(0.00645)	(0.00311)
Constante	-0.112***	-0.0295***	-0.252***	-0.00910
	(0.0106)	(0.00818)	(0.0183)	(0.0134)
Observaciones	7,043	6,889	7,043	6,889
Pseudo R2/Wald**	-0.1587	-0.0401	443.40**	-0.0039

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE

Todas las estimaciones se estiman mediante IVTOBIT con la excepción de Electrodomésticos W-L para 2005 y Tecnología W-L para 2016.

Tabla C - 24. Estimación del modelo W-L por IVTOBIT para el gasto en Transporte privado por quintiles de ingreso. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

Variables	Proporción del gasto en Transporte privado					
	2005			2016		
	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5
Logaritmo del gasto per cápita a precios constantes	0.0716*** (0.0233)	0.0455 (0.0358)	0.110*** (0.0123)	0.0405*** (0.0136)	0.103* (0.0609)	0.103*** (0.0222)
Sexo del jefe	0.00505 (0.00910)	0.0402*** (0.00914)	0.0532*** (0.00796)	0.0358*** (0.00652)	0.0173* (0.00895)	0.0338*** (0.00894)
Edad del jefe	-0.000729 (0.00146)	0.000377 (0.00163)	0.000714 (0.00151)	0.000149 (0.00117)	0.00125 (0.00175)	0.00312* (0.00175)
Edad del jefe2	5.26e-06 (1.51e-05)	-1.63e-05 (1.50e-05)	-2.65e-05** (1.34e-05)	-8.87e-06 (1.24e-05)	-2.94e-05* (1.65e-05)	-5.41e-05*** (1.55e-05)
Montevideo	- 0.0394*** (0.00827)	- 0.0504*** (0.00900)	- 0.0514*** (0.00821)	- 0.0562*** (0.00801)	- 0.0578*** (0.00831)	- 0.0411*** (0.00886)
Secundaria o et incompleta	-0.000956 (0.00895)	-0.0128 (0.0114)	-0.0102 (0.0115)	-0.00666 (0.00699)	-0.0227* (0.0122)	-0.00311 (0.0159)
Secundaria o et completa	0.0168 (0.0177)	-0.00339 (0.0157)	-0.00588 (0.0151)	-0.0113 (0.0105)	-0.0240* (0.0130)	-0.0167 (0.0153)
Terciaria no universitaria	0.0913** (0.0399)	-0.0331* (0.0200)	-0.00645 (0.0156)	0.00568 (0.0230)	-0.0445** (0.0203)	-0.00954 (0.0174)
Universidad	0.0270 (0.0437)	-0.0228 (0.0205)	-0.0248* (0.0139)	0.0210 (0.0180)	-0.0255 (0.0226)	-0.000126 (0.0183)
Cantidad de menores	0.00688* (0.00357)	0.00658 (0.00416)	-0.00197 (0.00497)	-0.00146 (0.00309)	0.00449 (0.00567)	- 0.0308*** (0.00800)
Inactivo	-0.0235** (0.0119)	-0.0178 (0.0168)	-0.0101 (0.0208)	- 0.0351*** (0.0116)	-0.00929 (0.0198)	-0.0311 (0.0215)
Desocupado	-0.0164 (0.0131)	0.0223 (0.0207)	0.00850 (0.0173)	-0.00824 (0.00983)	0.00925 (0.0283)	-0.0446 (0.0401)
Jubilado	-0.0239 (0.0160)	-0.00941 (0.0123)	-0.0110 (0.0107)	0.0127 (0.0142)	0.00776 (0.0202)	0.0331* (0.0201)
Pareja sin hijos	0.105*** (0.0282)	0.0527*** (0.0174)	0.0618*** (0.0101)	0.0808*** (0.0176)	0.0878*** (0.0165)	0.0990*** (0.0117)
Biparental con hijos	0.154*** (0.0242)	0.0744*** (0.0143)	0.0658*** (0.0120)	0.0835*** (0.0151)	0.110*** (0.0215)	0.123*** (0.0164)
Monoparental	0.119*** (0.0255)	0.0598*** (0.0141)	0.0473*** (0.0121)	0.0345** (0.0161)	0.0592** (0.0231)	0.0883*** (0.0164)
Extendido	0.141*** (0.0242)	0.0610*** (0.0144)	0.0708*** (0.0139)	0.0621*** (0.0154)	0.0811*** (0.0235)	0.0755*** (0.0174)
Compuesto	0.166*** (0.0279)	0.102*** (0.0298)	0.0727* (0.0375)	0.0961*** (0.0251)	0.162*** (0.0516)	0.0996 (0.0813)
Constante	-0.667*** (0.188)	-0.385 (0.311)	-0.943*** (0.110)	-0.357*** (0.110)	-0.904 (0.558)	-0.938*** (0.214)
Observaciones	1,358	1,357	1,524	1,706	1,315	1,256
Wald	128.00	195.90	410.11	206.27	206.81	355.40

Errores estándar robustos entre paréntesis: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE

Tabla C - 25. Estimación del modelo W-L por Tobit para el gasto en Transporte público por quintiles de ingreso. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

	Proporción del gasto en Transporte público					
	2005			2016		
	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5
Logaritmo del gasto per cápita a precios constantes	0.0384***	-0.00510	-0.0320***	0.0158***	-0.0148**	-0.0155***
	(0.00863)	(0.00703)	(0.00311)	(0.00500)	(0.00625)	(0.00384)
Sexo del jefe	-0.00478	-0.00264	-0.0141***	-0.0107*	-0.00461	-0.00753***
	(0.0101)	(0.00596)	(0.00311)	(0.00566)	(0.00436)	(0.00262)
Edad del jefe	0.00533***	0.00221**	0.000705	-0.000326	0.000293	-7.39e-05
	(0.00167)	(0.000965)	(0.000516)	(0.00101)	(0.000833)	(0.000534)
Edad del jefe2	-4.53e-05***	-2.51e-05***	-9.32e-06**	3.91e-07	-6.53e-06	-2.77e-06
	(1.73e-05)	(8.99e-06)	(4.66e-06)	(1.05e-05)	(8.02e-06)	(4.45e-06)
Montevideo	0.0959***	0.0513***	0.0200***	0.0566***	0.0449***	0.0202***
	(0.0112)	(0.00514)	(0.00316)	(0.00547)	(0.00418)	(0.00306)
Secundaria o ET incompleta	0.00497	-0.000851	0.0162***	0.00167	0.00602	0.00143
	(0.00928)	(0.00572)	(0.00489)	(0.00569)	(0.00572)	(0.00461)
Secundaria o ET completa	-0.0135	0.00198	0.0174***	-0.00283	0.00576	0.00738
	(0.0183)	(0.00875)	(0.00532)	(0.00856)	(0.00584)	(0.00451)
Terciaria no universitaria	-0.0389	0.00499	0.0255***	0.0104	0.00345	0.0119**
	(0.0582)	(0.0152)	(0.00538)	(0.0158)	(0.00938)	(0.00496)
Universidad	0.0122	-0.00543	0.0193***	0.00386	0.0126	0.0102**
	(0.0392)	(0.0117)	(0.00530)	(0.0192)	(0.00825)	(0.00467)
Cantidad de menores	0.0126***	-0.00394	-0.0151***	-0.00314	-0.00769***	-0.0148***
	(0.00377)	(0.00308)	(0.00230)	(0.00211)	(0.00293)	(0.00277)
Inactivo	0.00244	-0.0112	-0.0215***	-0.00149	-0.0163	-0.00900*
	(0.0138)	(0.0111)	(0.00689)	(0.0113)	(0.0113)	(0.00510)
Desocupado	8.64e-05	0.00236	-0.00735	0.00282	-0.00121	-0.0101
	(0.0133)	(0.00878)	(0.00571)	(0.00958)	(0.0119)	(0.0107)
Jubilado	-0.0108	-0.0211***	-0.00759*	0.00184	0.00508	0.00602
	(0.0173)	(0.00726)	(0.00411)	(0.0142)	(0.0105)	(0.00505)
Pareja sin hijos	0.0573*	0.0184**	0.000148	0.0103	0.00724	-0.00788**
	(0.0307)	(0.00881)	(0.00391)	(0.0127)	(0.00754)	(0.00306)
Biparental con hijos	0.116***	0.0238**	0.0126***	0.0241**	0.0104	0.00263
	(0.0259)	(0.00973)	(0.00481)	(0.0107)	(0.00782)	(0.00368)
Monoparental	0.0842***	0.0240**	0.00574	0.0235**	0.0195**	0.00395
	(0.0287)	(0.00962)	(0.00438)	(0.0119)	(0.00761)	(0.00444)
Extendido	0.0958***	0.0360***	-0.00386	0.0394***	0.0216**	-0.000977
	(0.0259)	(0.00904)	(0.00590)	(0.0116)	(0.00866)	(0.00460)
Compuesto	0.126***	0.0260	0.00437	0.0444***	0.0348**	0.00288
	(0.0321)	(0.0235)	(0.00863)	(0.0154)	(0.0152)	(0.00501)
Constante	-0.597***	-0.0224	0.285***	-0.174***	0.106*	0.152***
	(0.0842)	(0.0679)	(0.0304)	(0.0493)	(0.0599)	(0.0440)
Observaciones	1,358	1,357	1,524	1,706	1,315	1,256
Pseudo R2	0.9451	-0.4584	-0.1963	3.2922	-0.4904	-0.1790

Errores estándar robustos entre paréntesis: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE

Tabla C - 26. Estimación del modelo W-L para el gasto en Telefonía móvil por quintiles de ingreso. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

**Proporción del gasto en telefonía móvil**

	2005			2016		
	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5
Logaritmo del gasto per cápita a precios constantes	0.0284** (0.0128)	0.0114 (0.00991)	0.0112*** (0.00280)	0.0107*** (0.00353)	-0.0207*** (0.00403)	- (0.00409)
Sexo del jefe	0.00151 (0.00508)	0.00353 (0.00281)	0.00643*** (0.00176)	0.00512 (0.00361)	-0.00179 (0.00286)	-0.00119 (0.00314)
Edad del jefe	0.000270 (0.000917)	-0.000317 (0.000502)	9.28e-06 (0.000274)	0.000942 (0.000763)	0.000312 (0.000527)	-0.000205 (0.000649)
Edad del jefe <sup>2</sup>	-1.18e-05 (9.76e-06)	-3.70e-06 (4.71e-06)	-5.76e-06** (2.61e-06)	-1.59e-05** (7.69e-06)	-1.12e-05** (4.99e-06)	-8.81e-06 (5.94e-06)
Montevideo	0.00726* (0.00414)	0.000904 (0.00241)	0.000426 (0.00170)	0.00560 (0.00402)	0.00244 (0.00289)	-0.00772** (0.00346)
Secundaria o ET incompleta	-0.000584 (0.00473)	0.00835*** (0.00264)	0.00520** (0.00263)	0.00873** (0.00368)	0.00973*** (0.00348)	0.00954* (0.00575)
Secundaria o ET completa	-0.00673 (0.0100)	0.000511 (0.00422)	0.00414 (0.00301)	0.00682 (0.00539)	0.0142*** (0.00388)	0.0101 (0.00622)
Terciaria no universitaria	0.0359** (0.0151)	0.00188 (0.00810)	0.000284 (0.00327)	0.00773 (0.0108)	0.00770 (0.00742)	0.00873 (0.00611)
Universidad	-0.0564** (0.0255)	-0.00195 (0.00547)	0.00298 (0.00278)	-0.00360 (0.00955)	0.0121** (0.00534)	0.00628 (0.00579)
Cantidad de menores	0.00449** (0.00175)	-0.00173 (0.00132)	- (0.000936)	- (0.00138)	-0.0132*** (0.00173)	- (0.00203)
Inactivo	-0.00477 (0.00676)	-0.0110** (0.00479)	4.75e-06 (0.00508)	-0.000830 (0.00763)	-0.0179*** (0.00664)	-0.00308 (0.00586)
Desocupado	0.00752 (0.00650)	-3.08e-05 (0.00446)	-0.00196 (0.00254)	-0.00345 (0.00574)	-0.00346 (0.00926)	0.000688 (0.00940)
Jubilado	0.0135 (0.00870)	-0.000736 (0.00388)	-0.00136 (0.00247)	-0.00919 (0.00837)	0.0108 (0.00672)	0.00449 (0.00542)
Pareja sin hijos	0.0342** (0.0157)	-0.00555 (0.00454)	0.00408** (0.00207)	0.00602 (0.0105)	0.0133*** (0.00460)	-0.000738 (0.00379)
Biparental con hijos	0.0520*** (0.0140)	0.0180*** (0.00434)	0.0143*** (0.00232)	0.00545 (0.00877)	0.0232*** (0.00512)	0.000597 (0.00434)
Monoparental	0.0499*** (0.0156)	0.0230*** (0.00490)	0.0160*** (0.00230)	0.00634 (0.00941)	0.0246*** (0.00566)	0.00606 (0.00502)
Extendido	0.0587*** (0.0153)	0.0245*** (0.00463)	0.0162*** (0.00368)	0.0102 (0.00918)	0.0230*** (0.00560)	0.00494 (0.00594)
Compuesto	0.0788*** (0.0171)	0.0355*** (0.00998)	0.00346 (0.00574)	0.0119 (0.0148)	0.0221** (0.0102)	0.0207 (0.0346)
Constante	-0.282*** (0.102)	-0.0871 (0.0855)	-0.0911*** (0.0270)	-0.0238 (0.0340)	0.261*** (0.0386)	0.305*** (0.0413)
Observaciones	1,358	1,357	1,524	1,706	1,315	1,256
Pseudo R <sup>2</sup> /Wald**	78.14**	300.93**	337.55**	-0.0260	-0.0876	-0.0850

Errores estándar robustos entre paréntesis: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE

La estimación para el 2005 es por IVTOBIT y para el 2016 por Tobit.

Tabla C - 27. Estimación por Tobit del modelo W-L para el gasto en Telefonía fija por quintiles de ingreso. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

**Proporción del gasto en telefonía fija**

	2005			2016		
	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5
Logaritmo del gasto per cápita a precios constantes	0.0543*** (0.0145)	0.00521 (0.0114)	-0.00858*** (0.00234)	0.0248*** (0.00375)	-0.000164 (0.00311)	- (0.00204)
Sexo del jefe	0.0120* (0.00669)	-0.0166*** (0.00322)	-0.00703*** (0.00192)	0.00175 (0.00420)	-0.00455** (0.00213)	-0.00392** (0.00167)
Edad del jefe	0.00419*** (0.00107)	0.00256*** (0.000465)	0.000886*** (0.000342)	0.00244*** (0.000849)	0.00137*** (0.000430)	0.000977** (0.000380)
Edad del jefe <sup>2</sup>	-3.19e-05*** (1.14e-05)	-2.00e-05*** (4.32e-06)	-5.27e-06* (3.08e-06)	-1.21e-05 (8.55e-06)	-4.54e-06 (4.11e-06)	-2.04e-06 (3.47e-06)
Montevideo	0.0207*** (0.00628)	-0.00163 (0.00236)	-0.000787 (0.00177)	0.00699 (0.00430)	0.00688*** (0.00218)	0.00127 (0.00174)
Secundaria o ET incompleta	0.00429 (0.00616)	0.00879*** (0.00257)	0.00510* (0.00296)	0.0173*** (0.00452)	0.00114 (0.00280)	0.00387 (0.00346)
Secundaria o ET completa	0.0171 (0.0144)	0.00752 (0.00460)	0.00205 (0.00311)	0.0199*** (0.00606)	0.00462 (0.00316)	0.00227 (0.00341)
Terciaria no universitaria	0.00399 (0.0477)	0.0150 (0.0129)	0.00337 (0.00361)	0.0133 (0.0137)	0.00681 (0.00477)	0.00279 (0.00346)
Universidad	0.00264 (0.0290)	0.0111* (0.00617)	0.00468 (0.00297)	0.0268*** (0.00850)	0.00133 (0.00378)	0.00741** (0.00336)
Cantidad de menores	0.00150 (0.00248)	0.000232 (0.00151)	-0.00197** (0.000848)	0.000575 (0.00148)	0.000103 (0.00132)	0.00296*** (0.00112)
Inactivo	-0.00969 (0.00885)	0.00514 (0.00508)	0.00508 (0.00447)	0.000783 (0.00955)	0.00731 (0.00549)	-0.000864 (0.00384)
Desocupado	-0.00783 (0.00986)	-0.00903 (0.00713)	0.000115 (0.00364)	0.00673 (0.00746)	0.00220 (0.00573)	-0.00125 (0.00577)
Jubilado	0.00929 (0.0124)	0.00419 (0.00389)	0.00219 (0.00266)	0.0134 (0.0101)	-0.00347 (0.00537)	0.00340 (0.00382)
Pareja sin hijos	0.0183 (0.0193)	0.0174*** (0.00466)	-0.00153 (0.00233)	0.0378*** (0.0125)	0.0134*** (0.00376)	-0.00228 (0.00197)
Biparental con hijos	0.0501*** (0.0155)	0.00973** (0.00487)	-0.00365 (0.00263)	0.0422*** (0.0122)	0.0164*** (0.00390)	-0.0102*** (0.00209)
Monoparental	0.0558*** (0.0176)	0.00768 (0.00571)	-0.00452 (0.00315)	0.0370*** (0.0124)	0.00346 (0.00451)	- (0.00278)
Extendido	0.0696*** (0.0160)	0.0107** (0.00515)	-0.00555* (0.00304)	0.0430*** (0.0121)	0.0136*** (0.00433)	-0.000483 (0.00344)
Compuesto	0.0519** (0.0221)	-0.00339 (0.00747)	-5.22e-05 (0.00654)	0.0383*** (0.0146)	0.0208** (0.00889)	-0.0311*** (0.00624)
Constante	-0.608*** (0.116)	-0.0917 (0.0993)	0.0869*** (0.0208)	-0.360*** (0.0372)	-0.0557* (0.0301)	0.0428** (0.0207)
Observaciones	1,358	1,357	1,524	1,706	1,315	1,256
Pseudo R <sup>2</sup> /Wald**	147.71**	118.23**	137.52**	-0.7879	-0.0809	-0.0821

Errores estándar robustos entre paréntesis: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE  
La estimación para el 2005 es por Tobit y para el 2016 por IVTOBIT.

Tabla C - 28. Estimación del modelo W-L para el gasto en Electrodomésticos por quintiles de ingreso. ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017.

**Proporción del gasto en Electrodomésticos**

	2005			2016		
	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5
Logaritmo del gasto per cápita a precios constantes	0.0543*** (0.0145)	0.00521 (0.0114)	-0.00858*** (0.00234)	0.0225*** (0.00868)	0.000577 (0.00371)	0.00724** (0.00331)
Sexo del jefe	0.0120* (0.00669)	-0.0166*** (0.00322)	-0.00703*** (0.00192)	0.0363*** (0.00400)	0.00172 (0.00308)	-0.00737*** (0.00200)
Edad del jefe	0.00419*** (0.00107)	0.00256*** (0.000465)	0.000886*** (0.000342)	0.00180 (0.00425)	-0.00417** (0.00210)	-0.00359** (0.00163)
Edad del jefe2	-3.19e-05*** (1.14e-05)	-2.00e-05*** (4.32e-06)	-5.27e-06* (3.08e-06)	0.00235*** (0.000866)	0.00116*** (0.000421)	0.000803** (0.000365)
Montevideo	0.0207*** (0.00628)	-0.00163 (0.00236)	-0.000787 (0.00177)	-1.10e-05 (8.83e-06)	-3.15e-06 (4.10e-06)	-8.08e-07 (3.37e-06)
Secundaria o ET incompleta	0.00429 (0.00616)	0.00879*** (0.00257)	0.00510* (0.00296)	0.0108** (0.00427)	0.00760*** (0.00215)	0.00169 (0.00170)
Secundaria o ET completa	0.0171 (0.0144)	0.00752 (0.00460)	0.00205 (0.00311)	0.0202*** (0.00460)	0.00111 (0.00280)	0.00400 (0.00341)
Terciaria no universitaria	0.00399 (0.0477)	0.0150 (0.0129)	0.00337 (0.00361)	0.0199*** (0.00610)	0.00465 (0.00313)	0.00267 (0.00335)
Universidad	0.00264 (0.0290)	0.0111* (0.00617)	0.00468 (0.00297)	0.0130 (0.0139)	0.00685 (0.00455)	0.00307 (0.00340)
Cantidad de menores	0.00150 (0.00248)	0.000232 (0.00151)	-0.00197** (0.000848)	0.00224 (0.00145)	-6.18e-05 (0.00129)	0.00273** (0.00110)
Inactivo	-0.00969 (0.00885)	0.00514 (0.00508)	0.00508 (0.00447)	0.00318 (0.0102)	0.00728 (0.00555)	-0.000731 (0.00381)
Desocupado	-0.00783 (0.00986)	-0.00903 (0.00713)	0.000115 (0.00364)	0.00149 (0.00772)	0.00112 (0.00569)	-0.00101 (0.00552)
Jubilado	0.00929 (0.0124)	0.00419 (0.00389)	0.00219 (0.00266)	0.0121 (0.0107)	-0.00276 (0.00551)	0.00342 (0.00381)
Pareja sin hijos	0.0183 (0.0193)	0.0174*** (0.00466)	-0.00153 (0.00233)	0.0538*** (0.0146)	0.0152*** (0.00381)	-0.00260 (0.00190)
Biparental con hijos	0.0501*** (0.0155)	0.00973** (0.00487)	-0.00365 (0.00263)	0.0682*** (0.0141)	0.0184*** (0.00395)	-0.0105*** (0.00204)
Monoparental	0.0558*** (0.0176)	0.00768 (0.00571)	-0.00452 (0.00315)	0.0549*** (0.0143)	0.00596 (0.00453)	-0.00836*** (0.00271)
Extendido	0.0696*** (0.0160)	0.0107** (0.00515)	-0.00555* (0.00304)	0.0683*** (0.0140)	0.0157*** (0.00435)	-0.000822 (0.00336)
Compuesto	0.0519** (0.0221)	-0.00339 (0.00747)	-5.22e-05 (0.00654)	0.0634*** (0.0162)	0.0226** (0.00891)	-0.0298*** (0.00622)
Constante	-0.608*** (0.116)	-0.0917 (0.0993)	0.0869*** (0.0208)	-0.484*** (0.0402)	-0.0680** (0.0299)	0.0491** (0.0199)
Observaciones	1,358	1,357	1,524	1,706	1,315	1,256
Pseudo R2/Wald**	-1.8101	-0.2984	-0.0236	40.64**	31.11**	42.44**

Errores estándar robustos entre paréntesis: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INE

La estimación para el 2005 es por Tobit y para el 2016 por IVTOBIT.

Tabla C - 29. Estimación del modelo W-L para el gasto en Tecnología por quintiles de ingreso.  
ENGIH 2005- 2006 y ENGIH 2016-2017.

	<b>Proporción del gasto en Tecnología</b>					
	<b>2005</b>			<b>2016</b>		
	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5	Quintil 1	Quintil 3	Quintil 5
Logaritmo del gasto per cápita a precios constantes	0.0465*** (0.0149)	0.0818*** (0.0246)	0.00426 (0.00363)	0.0279*** (0.00894)	0.0156 (0.0156)	-0.00750* (0.00390)
Sexo del jefe	-0.00777 (0.00847)	0.00802 (0.00673)	0.00122 (0.00307)	-0.000746 (0.00226)	0.00308 (0.00210)	0.00115 (0.00205)
Edad del jefe	5.55e-05 (0.00116)	0.000471 (0.00117)	0.000303 (0.000514)	0.000314 (0.000464)	0.000499 (0.000342)	6.55e-06 (0.000313)
Edad del jefe <sup>2</sup>	-8.49e-06 (1.28e-05)	-7.47e-06 (1.08e-05)	-5.02e-06 (4.67e-06)	-1.69e-06 (5.01e-06)	-3.43e-06 (3.32e-06)	-3.31e-07 (2.70e-06)
Montevideo	-0.0276*** (0.00709)	-0.0171*** (0.00590)	- (0.00267)	-0.00312 (0.00265)	- (0.00222)	-0.00299 (0.00186)
Secundaria o ET incompleta	0.00967 (0.00669)	-0.000550 (0.00615)	0.00381 (0.00427)	-0.00105 (0.00289)	-0.000286 (0.00290)	0.000843 (0.00354)
Secundaria o ET completa	0.0268* (0.0148)	-0.00510 (0.0113)	0.000811 (0.00459)	-0.00550 (0.00434)	0.000844 (0.00298)	-0.000839 (0.00305)
Terciaria no universitaria	0.00386 (0.0429)	-0.0108 (0.0135)	0.00191 (0.00528)	-0.0133* (0.00758)	-0.00638 (0.00521)	-0.00172 (0.00379)
Universidad	0.0259 (0.0299)	-0.0396*** (0.0117)	0.00413 (0.00444)	-0.0223** (0.00873)	-0.00307 (0.00499)	-0.00124 (0.00369)
Cantidad de menores	0.00743*** (0.00261)	0.00473 (0.00341)	-0.00169 (0.00126)	0.00286** (0.00114)	-0.00230* (0.00139)	-0.00168 (0.00222)
Inactivo	-0.0117 (0.0100)	0.0193 (0.0128)	-0.00724 (0.00678)	0.00538 (0.00644)	0.00616 (0.00468)	-0.00270 (0.00294)
Desocupado	-0.00588 (0.0103)	-0.0173 (0.0140)	-0.00309 (0.00528)	0.00785* (0.00466)	-0.000842 (0.00570)	-0.00676* (0.00372)
Jubilado	0.0523*** (0.0178)	-0.00153 (0.00874)	0.00877** (0.00377)	-0.00284 (0.00705)	-0.00116 (0.00490)	0.00350 (0.00253)
Pareja sin hijos	0.0546** (0.0238)	0.0202** (0.0101)	-3.17e-05 (0.00379)	0.0115 (0.00818)	0.0100** (0.00438)	-0.00667*** (0.00205)
Biparental con hijos	0.0477** (0.0191)	0.0444*** (0.0100)	-0.00126 (0.00390)	0.0164** (0.00703)	0.0113* (0.00612)	-0.00621 (0.00449)
Monoparental	0.0455** (0.0203)	0.0358*** (0.0110)	0.00230 (0.00430)	0.00661 (0.00776)	0.0114* (0.00605)	-0.00513 (0.00357)
Extendido	0.0605*** (0.0193)	0.0388*** (0.0103)	0.00269 (0.00498)	0.0137* (0.00762)	0.0131** (0.00627)	-0.000210 (0.00289)
Compuesto	0.0735*** (0.0255)	0.0258 (0.0187)	-0.00104 (0.00860)	0.00895 (0.00939)	0.00392 (0.00766)	-0.00600 (0.00698)
Constante	-0.412*** (0.117)	-0.716*** (0.217)	-0.00756 (0.0352)	-0.233*** (0.0771)	-0.139 (0.143)	0.105*** (0.0371)
Observaciones	1,358	1,357	1,524	1,706	1,315	1,256
Pseudo R <sup>2</sup> /Wald**	76.01**	60.03**	30.11**	-0.0164	-0.0131	-0.0105

Errores estándar robustos entre paréntesis: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a ENGIH 2005-2006 y ENGIH 2016-2017. INELa estimación para el 2005 es por IVTOBIT y para el 2016 por Tobit.