

# **Estudio de validación de la Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos de los Hogares de 2016-2017<sup>1</sup>**

**Marcelo Perera**

Febrero de 2020

---

<sup>1</sup> Este estudio fue realizado con el financiamiento del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo.

## Contenido

1. Resumen.....	3
2. Aspectos metodológicos y los instrumentos de captación de la ENGIH .....	5
3. El efecto fatiga en la declaración de gastos diarios .....	12
4. La corrección del efecto fatiga.....	21
4.1. Truncamiento de los registros diarios.....	22
4.2. Factor de ajuste del gasto en alimentos y bebidas no alcohólicas .....	23
4.2.1. La estimación del efecto fatiga en el rubro alimentos y bebidas no alcohólicas .....	23
4.2.2. Cálculo del factor de ajuste: tratamiento de los márgenes extensivo e intensivo .....	27
4.3. Comparación de las alternativas de ajuste .....	32
5. Comparación de los resultados de la ENGIH con otras fuentes .....	36
5.1. El ingreso de los hogares .....	40
5.2. El gasto de consumo de los hogares .....	44
6. Análisis del Valor Locativo .....	52
6.1. Consistencia con una fuente externa.....	54
6.2. Consistencia interna .....	60
7. Referencias.....	69
8. ANEXO .....	71

## 1. Resumen

El este documento se presentan los principales resultados del estudio que tuvo como objetivo la validación de la Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos de los Hogares 2016-2017.

Se trabajó con la base de microdatos posterior del proceso de crítica y validación realizado por el INE. En la primera parte del estudio, cuyos resultados se presentan en las secciones 3 y 4, se trabaja con un sistema de expansores que, en base a dichos resultados, fue posteriormente ajustado. El resto del análisis (secciones 5 y 6) se realiza con los expansores definitivos.

En la Sección 2 de este documento se presenta una breve descripción del diseño de la Encuesta y sus instrumentos de captación, y se hace una breve referencia a la distribución de la muestra efectiva según variables de calendario.

En la sección 3 se analiza la existencia de un tipo de error que está presente en la declaración de los gastos diarios de la ENGIH. El gasto declarado cae con el día de la encuesta en el promedio de la población. Este efecto fatiga en la declaración de los gastos, se constata particularmente en el gasto en alimentación, subestimándolo en aproximadamente un 10%.

En la sección 4 se discuten posibles alternativas para corregir este subregistro. Se analiza la alternativa de limitar la cantidad de días a utilizar (de los siete días de encuesta a cada hogar) y la de aplicar un factor de ajuste de los gastos en alimentos y bebidas en base a estimaciones econométricas. Los resultados sugieren que, prescindir de los últimos días de declaración de gastos, no es una buena estrategia para corregir la subdeclaración debido al efecto fatiga. Una vez identificada la magnitud de dicha subdeclaración, una mejor alternativa es ajustar los gastos afectados (o en su defecto los ponderadores muestrales) utilizando todos los días de declaración de gastos. Los resultados de este análisis fueron tomados en cuenta por el INE para realizar una nueva calibración de los expansores.

En la sección 5, una vez obtenidos los expansores definitivos, se examinaron las principales magnitudes que emergen de la Encuesta. Se analizó la consistencia de

algunas estimaciones con otras fuentes de información, como la ECH, la ENGIH 2005-2006, la información del Sistema de Cuentas Nacionales y diversas fuentes utilizadas para medir el consumo final de los hogares en productos específicos. En relación a los ingresos se observa una gran similitud con los resultados de la ECH por lo que cabe esperar una adecuada captación de los ingresos salariales y de jubilaciones y pensiones y una baja captación de los ingresos provenientes del capital. En relación al gasto, los resultados de la ENGIH en general son consistentes con los de otras fuentes. Los principales problemas de captación se evidencian en el rubro bebidas alcohólicas y tabaco y, posiblemente, en restaurantes y hoteles. En el otro extremo se encuentran los consumos de los servicios públicos, cuya captación es completa.

Finalmente, la sección 6 se destina al análisis del valor locativo, dada su importancia como componente del ingreso y del consumo final de los hogares. El objetivo fue aportar evidencia del posible sesgo que comenten los hogares no arrendatarios al estimar el alquiler de la vivienda que habitan, así como ofrecer una estimación de la magnitud de dicho sesgo. Para ello se analizó la consistencia de la ENGIH con una fuente externa de precios del mercado de alquiler y, posteriormente, la consistencia entre los alquileres imputados y los declarados por los arrendatarios en la ENGIH. En primer lugar se constató una gran coherencia entre la dispersión geográfica de los alquileres de la ENGIH con la observada en los precios de mercado. En segundo lugar se aportó evidencia de que los hogares no arrendatarios sobreestiman el alquiler. El sesgo en la declaración del valor locativo, en el caso de los hogares propietarios, se estimó en un 15%.

## **2. Aspectos metodológicos y los instrumentos de captación de la ENGIH**

El universo de la ENGIH 2016-2017 es el conjunto de todos los hogares particulares residentes en el país. La Encuesta tiene una cobertura geográfica nacional a través de los siguientes dominios geográficos: 1) Montevideo, 2) localidades urbanas del interior de 5000 y más habitantes y 3) localidades del interior de menos de 5000 habitantes y zonas rurales dispersas.

Para la selección de la muestra se utilizó la técnica de muestreo aleatorio estratificado con asignación óptima en dos o tres etapas de selección. Las unidades primarias de muestreo se definieron a partir de las zonas censales, en la segunda etapa se seleccionan viviendas ocupadas por hogares particulares y en la tercera etapa se seleccionan hogares dentro de la vivienda. La muestra teórica fue de 7.536 viviendas. Se registró un 9% de rechazos y se realizaron y validaron 6.889 encuestas de las cuales el 87% correspondió a hogares titulares y el 17% a hogares suplentes o reemplazantes.

Los ponderadores derivados del diseño recibieron un primer tipo de ajuste debido a la no respuesta y a la elegibilidad desconocida (desactualización del marco muestral). En segundo lugar se procedió a una primera calibración en base a información auxiliar proveniente de las proyecciones de población y de la Encuesta Continua de Hogares (ECH). De dicha calibración se derivó un nuevo sistema de expansores que, teniendo en cuenta los ponderadores originales, permiten aproximar las estimaciones de la ENGIH a los totales poblacionales de las variables auxiliares.

Por último, una vez constatada y estimada la existencia de subregistro de los gastos en alimentos, debido a un efecto de fatiga en el llenado de los formularios diarios, se rehízo la calibración incorporando dicha estimación del gasto total en alimentos como variable auxiliar (junto con la información de las proyecciones de población y de la ECH). El análisis del efecto fatiga en el reporte de los gastos diarios es uno de los objetivos del presente documento y formó parte de los insumos para la calibración final del sistema de ponderadores realizada por el INE.

Al igual que en las encuestas anteriores, en la ENGIH 2016-17 se utilizaron dos instrumentos de captura: 1) los cuestionarios completados por el Encuestador

(formularios 1 y 4) y las libretas de gastos diarios que debían llenar los miembros del hogar (formularios 2 y 3).

El informante calificado del hogar debía proporcionar los datos para los formularios 1, 2 y 4. Los restantes miembros del hogar, de 12 y más años de edad, debían registrar sus gastos diarios en el formulario 3 (un formulario por cada una de estas personas).

El formulario 1 es igual al formulario de la ECH con algunas preguntas adicionales sobre hábitos de consumo y pobreza subjetiva. Este instrumento comprende información sobre la vivienda e información sociodemográfica y económica de los miembros del hogar (educación, actividad laboral, ingresos, etc.).

El formulario 2 era completado por el informante principal en forma diaria durante 7 días y en él debía registrar los gastos habituales del hogar (incluyendo sus gastos personales) en alimentos y bebidas, artículos de cuidado personal y transporte entre otros. El formulario 3 es el segundo instrumento de autoreporte diario que era completado por las otras personas que tuvieran al menos 12 años y que hubieran realizado algún gasto en la semana de la encuesta al hogar.

El formulario 4 es el cuestionario de gastos con periodicidad mensual o superior completado por el encuestador y donde se registran los gastos en vestimenta y calzado, vivienda, energía eléctrica, salud y enseñanza, entre otros. Según el bien o servicio del que se trate, el período de referencia varía entre el mes (como los suministros de electricidad, gas y agua) y el año (como la mayor parte del equipamiento de la vivienda).

Tanto para los gastos semanales (formularios 2 y 3) como en los gastos de menor frecuencia (formulario 4) se utilizó el criterio de lo adquirido. Por lo tanto se debía registrar el valor de los bienes y servicios obtenidos por las personas del hogar en el período de referencia independientemente del momento en que se realizan tanto el consumo como el pago de los mismos.

Para la aplicación de estos instrumentos cada hogar debía ser visitado 4 veces en una semana. En la primera visita (día 1) se comenzaba el llenado de los formularios 1, 2 y 3. La segunda visita se realizaba el día 3 donde estaba previsto que el Encuestador

finalizara el formulario 1 y chequeara el llenado de los formularios diarios 2 y 3. La tercera visita se realizaba el día 6 y en ella se comenzaba la aplicación del formulario 4 y nuevamente se verificaba el cumplimiento de los formularios diarios. La cuarta visita se realizaba el octavo día donde el Encuestador finalizaba el formulario 4 y nuevamente se verificaban los formularios diarios, aunque el llenado de los mismos finalizaba el día anterior (es decir el día 7).

El personal del trabajo de campo estuvo conformado por un equipo de coordinación del relevamiento, una supervisora general para Montevideo y Canelones y 12 equipos integrados por un supervisor y 2 o 3 encuestadores.

Para la organización del trabajo de campo y la asignación de la carga a los encuestadores se dividió cada mes en decenas o tercios. Se entregó una carga máxima de 2 zonas por decena con 4 hogares a encuestar en cada zona (ver Cuadro 2.1)<sup>2</sup>.

**Cuadro 2.1. Organización del trabajo de un encuestador por decena del mes.  
ENGIH 2016-2017**

Día de la decena	Zona 1 (4 viviendas)		Zona 2 (4 viviendas)	
	Día de llenado Form. 2 y 3	Visitas	Día de llenado Form. 2 y 3	visitas
1	1	1ª visita		
2	2		1	1ª visita
3	3	2ª visita	2	
4	4		3	2ª visita
5 (descanso)	5		4	
6	6	3ª visita	5	
7	7		6	3ª visita
8		4ª visita	7	
9				4ª visita
10 (descanso)				

Fuente: INE

El día de implantación de cada encuesta se seleccionó centralmente y no podía ser modificado por el encuestador. El relevamiento se realizó entre los meses de noviembre de 2016 y octubre de 2017. Esta organización del trabajo de campo tiene el

<sup>2</sup> Cada zona consta de 5 viviendas titulares y 3 suplentes para las localidades censales y 4 viviendas titulares y 4 suplentes para las áreas rurales. En Montevideo, Canelones y capitales departamentales el supervisor recorría la zona unos días antes, identificaba las viviendas a encuestar, realizaba el contacto previo pudiendo acordar el horario de la primera visita y eventualmente determinaba las sustituciones en caso de no poder contactar al hogar. En las restantes localidades el supervisor apoyaba al encuestador en la gestión logística, incluso en las zonas rurales en principio el supervisor acompañaba al encuestador el día de la implantación.

objetivo de contemplar las variaciones estacionales del gasto medio de los hogares. Esta es una condición necesaria para obtener estimaciones consistentes y estadísticamente significativas del gasto promedio anual de los hogares en los dominios geográficos de la Encuesta.

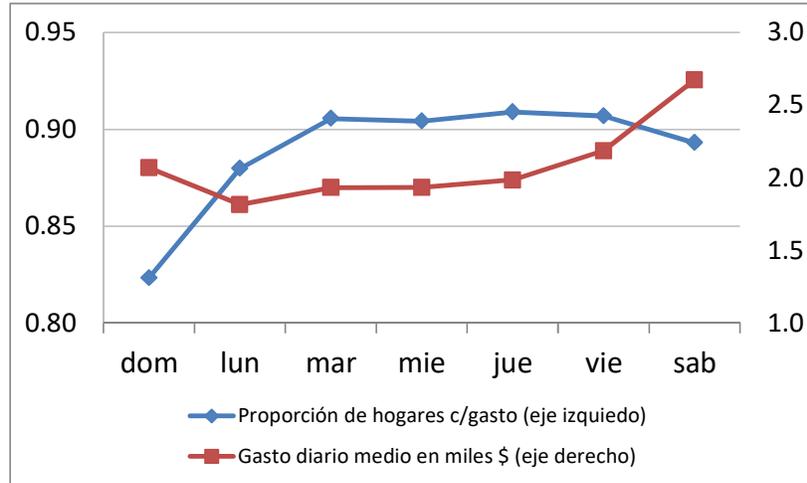
En base a la información sobre la ejecución efectiva de las encuestas, a continuación se analiza la distribución de los días de registro de los gastos diarios en los formularios 2 y 3 según distintas variables de calendario (días de la semana, mes y decena del mes). Previo a esto veamos la importancia del efecto estacional al interior de la semana. En el Gráfico 2.1 se puede ver la importante variación de la frecuencia de gasto y del monto medio gastado entre los días de la semana. Se observa, por ejemplo, que el sábado es el día de mayor gasto y el lunes el día de menor gasto medio.<sup>3</sup> En el Gráfico A1 del Anexo se presentan estimaciones econométricas del componente estacional intra-semanal del gasto diario para el total país y para cada uno de los dominios geográficos y se destaca la magnitud de dicho componente. Por ejemplo, el día sábado el gasto per cápita diario es un 25% superior al declarado el día domingo y un 30% superior al del día lunes. En los Gráficos A2 y A3 se presentan la estimación de la estacionalidad por rubros y subrubros de gasto y se advierte un patrón estacional heterogéneo entre los distintos bienes y servicios (véase, por ejemplo, transporte vs alimentos y bebidas)<sup>4</sup>.

---

<sup>3</sup> Es interesante observar que el domingo es el día con menor frecuencia de compras pero es el tercer día mayor gasto promedio (por detrás del sábado y el viernes). Esto indica que si bien un alto porcentaje de hogares (18%) no realizan adquisiciones en este día, aquellos que sí realizan lo hacen por un monto mayor en términos relativos a los otros días de la semana (excepto respecto al sábado).

<sup>4</sup> Si bien en el modelo econométrico que se especifica más adelante, es posible identificar un efecto mes y por lo tanto analizar la estacionalidad mensual, su estimación es bastante más imprecisa que estacionalidad intra-semanal. Los resultados muestran que la variabilidad del gasto diario entre los meses del año es menor a la variabilidad que se observa entre los días de la semana y se destaca el mes de diciembre como el de mayor gasto medio durante el año.

**Gráfico 2.1. Frecuencia y monto medio de los gastos diarios por día de la semana. ENGIH 2016-2017**



Fuente: ENGIH 2016-2017

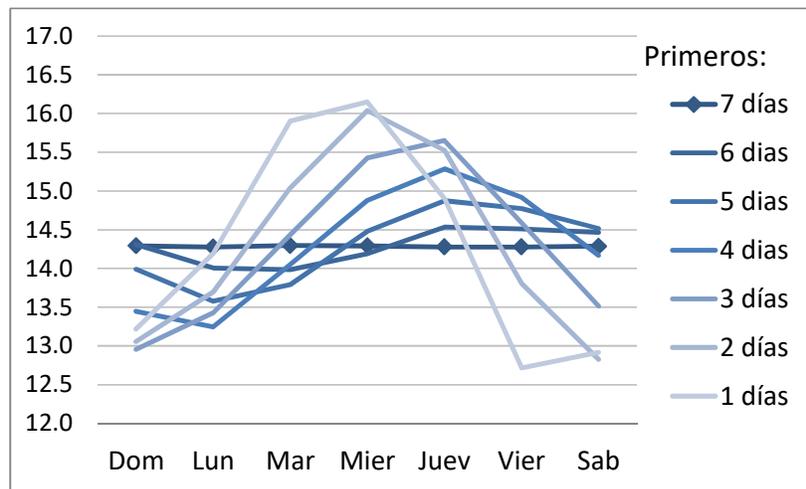
Dada la importante estacionalidad de los gastos diarios, es importante una correcta representación del calendario y en particular un correcto balance entre los siete días de la semana en la muestra. Para ello analizamos la distribución efectiva de los relevamientos diarios entre los días de la semana. A continuación se muestra dicha distribución según se considere toda la información diaria de cada hogar (los 7 días de relevamiento) o se consideren los primeros N días de relevamiento de cada hogar (N de 1 a 7). Este último es un aspecto a tener en cuenta ante la posibilidad de estimaciones que contemplen solamente los primeros N días ( $N < 7$ ) de la encuesta a cada hogar con el objetivo de atenuar el efecto fatiga en los formularios diarios (excluyendo los últimos días donde hay mayor subregistro). Por lo tanto nos preguntamos si la muestra queda correctamente balanceada entre los días de la semana si en lugar de inferir el gasto promedio de los hogares con información de los 7 días de registro se utilizan, por ejemplo, los primeros 3 días de registro de cada hogar.

El Gráfico 2.2 muestra que si se consideran los 7 días existe un perfecto balance entre los días de la semana en la Encuesta, un séptimo (14.3%) de los relevamientos diarios corresponde a cada día de la semana. Sin embargo, si se trunca la muestra de relevamientos diarios a los primeros N días ( $N < 7$ ), la muestra queda ligeramente desbalanceada. Cuanto menor es la cantidad de días a considerar, menor es la proporción relativa de días viernes, sábados, domingos y lunes y mayor la de los días

martes a jueves. Si bien la magnitud del desbalance no es grande, es un aspecto a considerar si se pretende obtener estimaciones de gastos truncadas en la cantidad de días de relevamientos a cada hogar (ejercicio que se realiza en la sección 4).

Se concluye, por lo tanto, que la implementación de la encuesta preservó el balance de los días de la semana previsto en la planificación del trabajo de campo, el cual lógicamente fue diseñado sobre la base de 7 días de registro por hogar.

**Gráfico 2.2. Distribución de los días de relevamiento de los gastos diarios en los días de la semana según se consideren los primeros N (1 a 7) días de las encuestas a los hogares. ENGIH 2016-2017**



Nota: La distribución de los días de relevamiento está ponderada por los pesos muestrales. Fuente: ENGIH 2016-2017

El Gráfico 2.3 muestra la distribución de los días de relevamiento de los gastos diarios en las decenas de cada mes entre noviembre de 2016 y octubre de 2017. En dicho gráfico también se presenta el peso esperado de cada decena según el calendario, es decir la cantidad de días de cada decena de mes como porcentaje del total de los días del año<sup>5</sup>.

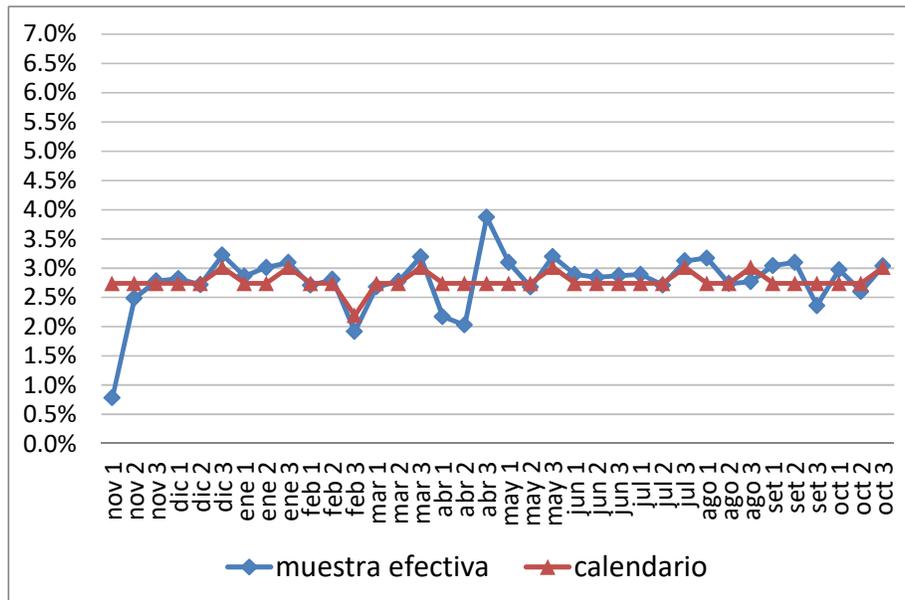
En primer lugar se observa la sub-representación de la primera decena de noviembre, al comienzo de la encuesta. Esto se explica por el hecho de que el trabajo de campo comenzó el 8 de noviembre. La segunda observación es el menor peso de la muestra

<sup>5</sup> Vale aclarar que por decena se entiende el tercio de cada mes, donde las primeras y segundas decenas siempre comprenden 10 días y las terceras decenas pueden ser de 8 días (febrero), 10 días (en los meses de 30 días) u 11 días (en los meses de 31 días).

efectiva en las primeras dos decenas del mes de abril y el mayor peso en la última decena del mismo mes. Esto se debe a que el número de hogares contactados previo y durante la semana de Turismo (entre el 8 y el 16 de abril) se redujo de manera importante respecto a lo planificado. Esta situación fue compensada con un mayor relevamiento en las dos semanas siguientes generando un número de relevamientos diarios superior al planificado en la tercera decena de abril.

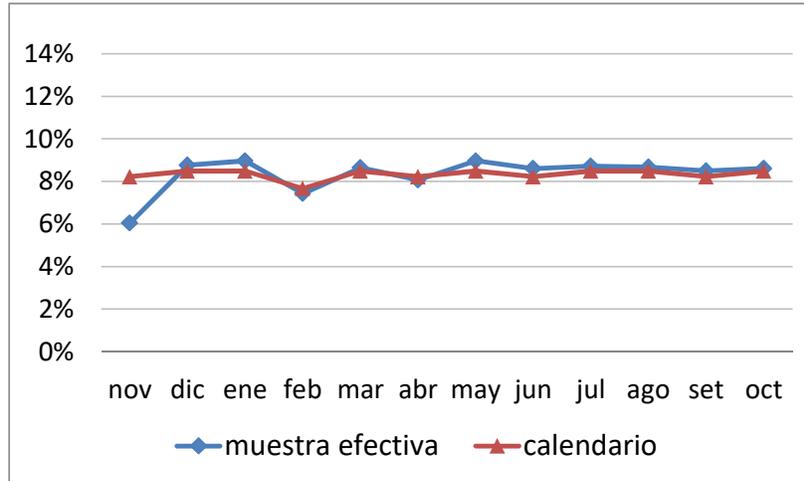
Si miramos la distribución de los días de relevamiento por mes y lo comparamos con el peso esperado de cada mes en el año (según la cantidad de días), la única discrepancia apreciable es la sub-representación del mes de noviembre. Como fuera señalado anteriormente, esto se explica por la ausencia de encuestas en la primera semana de noviembre debido a que el trabajo de campo comenzó el día 8 y finalizó el 31 de octubre del año siguiente.

**Gráfico 2.3. Distribución de los días de relevamiento de los gastos diarios en las decenas de cada mes. ENGIH 2016-2017**



Notas: la línea roja indica la cantidad de días de cada decena como porcentaje de los días del año. La distribución de los días de relevamiento está ponderada por los pesos muestrales. Fuente: ENGIH 2016-2017

**Gráfico 2.4. Distribución de los días de relevamiento de los gastos diarios en los meses del año. ENGIH 2016-2017**



Notas: La línea roja indica la cantidad de días de cada mes como porcentaje del total de los días del año. La distribución de los días de relevamiento está ponderada por los pesos muestrales. Fuente: ENGIH 2016-2017

### 3. El efecto fatiga en la declaración de gastos diarios

El problema de captación es un motivo de preocupación en las encuestas de gastos de los hogares. Esto es especialmente relevante en aquellos gastos habituales que tienen como destino la alimentación. El correcto relevamiento es un aspecto crítico para la construcción de la canasta básica alimentaria, para la determinación de las líneas de indigencia y pobreza y para la elaboración de una nueva base del IPC.

En este apartado se analiza un tipo de error no muestral, asociado a la fatiga en el llenado de los formularios diarios, que se manifiesta en una creciente subdeclaración a medida que transcurren los días de la encuesta al hogar. Se trata de un error inherente al instrumento de medición.

La captura de los gastos diarios mediante libretas suministradas a los miembros del hogar para que autorreporten sus gastos durante un período de tiempo, ha sido el instrumento tradicionalmente aplicado en las encuestas de gastos, tanto en Uruguay como en muchos otros países. No existe a nivel internacional, sin embargo, un consenso sobre el período óptimo durante el cual se debe aplicar dicho instrumento. Algunos países, al igual que Uruguay, fijan en una semana el período de recolección de

la información (e.g. Argentina, Brasil, Costa Rica, Ecuador, Perú, México, Italia), mientras que otros utilizan un período de dos semanas (e.g. Australia, Canadá, Colombia, EEUU, España, Francia, Reino Unido) o 15 días como Chile.

El correcto llenado de las libretas de gastos diarios depende de la colaboración y el esfuerzo de los miembros informantes del hogar. La evidencia presentada en el este documento, así como la evidencia internacional, muestran que existe una fatiga diaria o cansancio que implica una caída en el nivel de esfuerzo durante el período de la encuesta. Esta situación termina sesgando a la baja las estimaciones de los gastos de alta frecuencia que suelen registrarse en las libretas diarias. Estos patrones han sido reportados para la Consumer Expenditure Surveys (CE) de USA (Silberstein y Scott, 1991; Stephens, 2003), la Food Expenditure Survey (FE) de Canadá (Statistics Canada, 1999; Ahmed et al., 2006) y la Encuesta de Gastos de Familia del Reino Unido (Tanner, 1998). En la CE de 1987, los gastos en la segunda semana del diario fueron once por ciento inferiores a los de la primera semana (Silberstein y Scott, 1991) y un efecto de similar magnitud ha sido constatado en la FE de 1996.

En la práctica se plantea una tensión al definir el período de recolección de los gastos diarios. La opción por un período más corto procura atenuar el efecto fatiga al reconocer la importante carga que significa para el hogar completar cuidadosamente los formularios durante varios días. Sin embargo, un período más extenso mejora la captación cuanto más irregulares sean los hábitos de compras de los hogares. Para algunos productos que se adquieren de manera irregular o en intervalos regulares que exceden la duración del mantenimiento del diario, surgirán problemas de infrecuencia que pueden generar sesgos y aumento de la varianza en los datos de gasto<sup>6</sup>. Este tradeoff, en última instancia, es la clave para el diseño de las encuestas de gastos y en particular para la definición del período de recolección de información mediante formularios autoadministrados<sup>7</sup>.

---

<sup>6</sup> En Coibion et al. (2019) se analiza el efecto de la disminución en la frecuencia de compras de los hogares a través del tiempo en el aumento en la desigualdad del gasto cuando este último se mide con alta frecuencia y cuando la desigualdad del consumo subyacente no cambia.

<sup>7</sup> Este tradeoff es afectado por otros aspectos del diseño y la organización Encuesta. Por ejemplo, en el caso de la ENGIH, mostraremos que las visitas del Encuestador al hogar durante la semana de la encuesta reducen sensiblemente la subdeclaración de gastos.

A continuación daremos cuenta de la existencia de un efecto fatiga en el autorreporte de los gastos diarios en la ENGIH, es decir, en los registros de gastos de los formularios 2 y 3.

Un aspecto a destacar de la ENGIH 2016-2017, es que la información disponible no permite distinguir si, ante la ausencia de registros en un determinado día, estamos frente a una no respuesta o corresponde efectivamente a un día en el que no se realizaron gastos (es un “verdadero cero”). La imposibilidad de distinguir estas dos situaciones dificulta una eventual imputación. La imputación de libretas diarias, total o parcialmente incompletas por no respuesta, es aplicada en algunos países, como por ejemplo en la Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares de Argentina (INDEC, 2019) Encuesta de Presupuestos Familiares de Chile (INE-Chile, 2018)<sup>8</sup>. La presencia de un efecto fatiga, sin embargo, no sólo genera un aumento en la cantidad de formularios diarios sin registros durante la semana de la encuesta (margen extensivo), sino que también se manifiesta en una caída del monto medio declarado por los hogares que reportan gastos (margen intensivo). Una vez cuantificado el efecto fatiga en ambos márgenes, es posible plantear un factor de ajuste para corregir esta fuente de subdeclaración. Esto último se discute en la sección 4.

Antes de presentar los resultados conviene dar cuenta de la importancia de los formularios diarios en el gasto de consumo final de los hogares. En el Cuadro 3.1 se muestra el peso de cada formulario en los distintos rubros de gasto de los hogares. Los formularios de autollenado representan el 27% del gasto de consumo final, 23% el formulario 2 y 4% el formulario 3. En estos formularios, sin embargo, se registra el 100% del gasto en alimentos y bebidas y el 95% del gasto en restaurantes y hoteles. A su vez, un porcentaje no despreciable (20%) del consumo final en muebles y artículos para el hogar, también se reportan en los formularios diarios. Por lo tanto, el tratamiento de un posible error de captura de los gastos diarios tiene gran relevancia, mejorando la estimación del gasto promedio de los hogares y particularmente el gasto en alimentación.

---

<sup>8</sup> En la Encuesta de Presupuestos Familiares 2017-2018 se aplicó el método Hot-Deck aleatorio imputando los días sin registro con días donados por el mismo informante o por otro informante con características similares que hubiese completado la libreta.

**Cuadro 3.1. Distribución porcentual del gasto de consumo final de los hogares (total y por rubro) según formulario de gasto. ENGIH 2016-2017**

	Formulario:			Total
	2	3	4	
Alimentos y bebidas no alcohólicas	91	9	0	100
Bebidas alcohó., tabaco y estupefacientes	61	39	0	100
Prendas de vestir y calzado	0	0	100	100
Vivienda	0	0	100	100
Muebles, artículos para el hogar	19	1	80	100
Salud	0	0	100	100
Transporte	4	4	92	100
Comunicaciones	0	0	100	100
Recreación y cultura	2	3	96	100
Educación	0	0	100	100
Restaurantes y hoteles	63	32	5	100
Bienes y servicios diversos	5	0	95	100
<b>Total</b>	<b>23</b>	<b>4</b>	<b>72</b>	<b>100</b>

Fuente: elaboración en base a la ENGIH 2016-2017

A continuación se analizará la frecuencia media de reporte de gastos y el gasto medio declarado en estos formularios, en cada día de la encuesta al hogar desde la primera visita (días 1 a 7). En los Cuadros A1 hasta A6 del Anexo se presentan los mismos resultados pero para cada rubro y subrubro de gastos en los formularios 2 y 3 por separado. Allí también se reporta la evolución del número de ítems (productos) declarados (Cuadros A7 y A8) así como la evolución de la cantidad de miembros informantes en los formularios 3 durante la semana de la encuesta (Cuadro A9).

Se observa la caída en la proporción de hogares que reportan gastos durante la semana de la encuesta. Considerando ambos formularios, la frecuencia de hogares con gastos es del 91% el primer día de registro. Este porcentaje desciende al 87% a partir del día 4 y al 83% el último día de relevamiento. La caída del porcentaje de hogares con reporte de gastos se observa en ambos formularios cayendo entre 8 y 9 puntos porcentuales (pp) entre el día 1 y el día 7 (ver Cuadro 3.2). Por lo tanto, la cantidad de formularios sin registros aumenta con el día de la encuesta, indicando la existencia de un efecto fatiga en el margen extensivo.

**Cuadro 3.2. Proporción de hogares que reportan gastos diarios en los formularios 2 y 3 según día de la encuesta desde la primera visita al hogar**

Día	form. 2 y 3	form. 2	form. 3
1	0.91	0.88	0.36
2	0.90	0.87	0.34
3	0.90	0.87	0.34
4	0.87	0.83	0.31
5	0.86	0.83	0.31
6	0.87	0.82	0.30
7	0.83	0.79	0.27
variación día 1 a 7 en pp	-7.9	-9.3	-8.4
variación día 1 a 7 en %	-8.7	-10.6	-23.5

Fuente: elaboración en base a la ENGIH 2016-2017

La caída también se observa en el monto declarado, que desciende un 18% entre el primer y el séptimo día. De este modo, la caída porcentual del monto gastado es mayor que la caída porcentual de la proporción de hogares que reportan gastos, siendo esto un primer indicio de la existencia de un efecto fatiga también en el margen intensivo. En el formulario 3, donde se registra una parte relativamente menor del total de los gastos diarios, el descenso es significativamente mayor y alcanza el 25% entre el primer y el séptimo día.

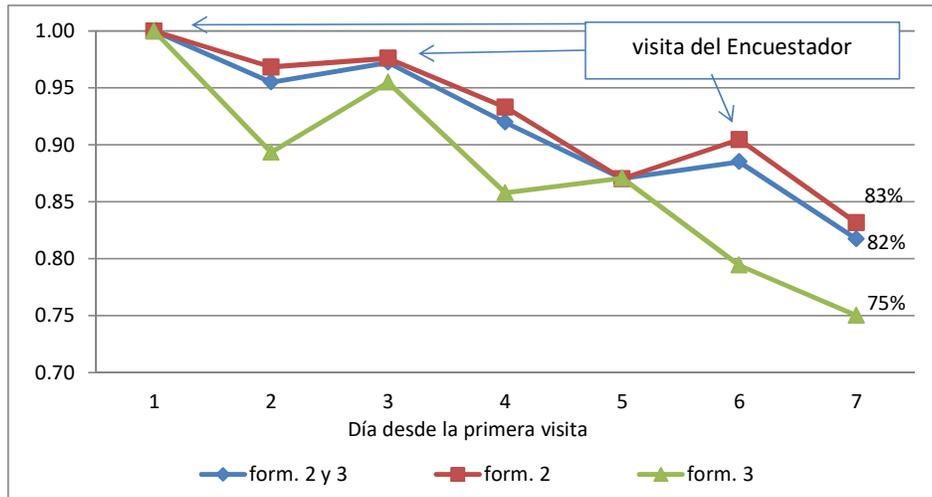
**Cuadro 3.3. Gasto diario de los hogares reportado en los formularios 2 y 3 según día de la encuesta desde la primera visita al hogar. Millones de pesos corrientes**

Día	form. 2 y 3	form. 2	form. 3
1	610	501	109
2	582	485	97
3	593	489	104
4	561	467	93
5	531	436	95
6	539	453	87
7	498	416	82
Variación día 1 a 7 en mil. \$	-111	-84	-27
Variación día 1 a 7 en %	-18	-17	-25

Fuente: elaboración en base a la ENGIH 2016-2017

En el Gráfico 3.1 se aprecia una caída sostenida del monto registrado a lo largo de la semana de la encuesta, sólo interrumpida los días 3 y 6. Estos son los días de visita del Encuestador que, entre otros cometidos, tiene el objetivo de recordar y verificar del llenado de los formularios diarios.

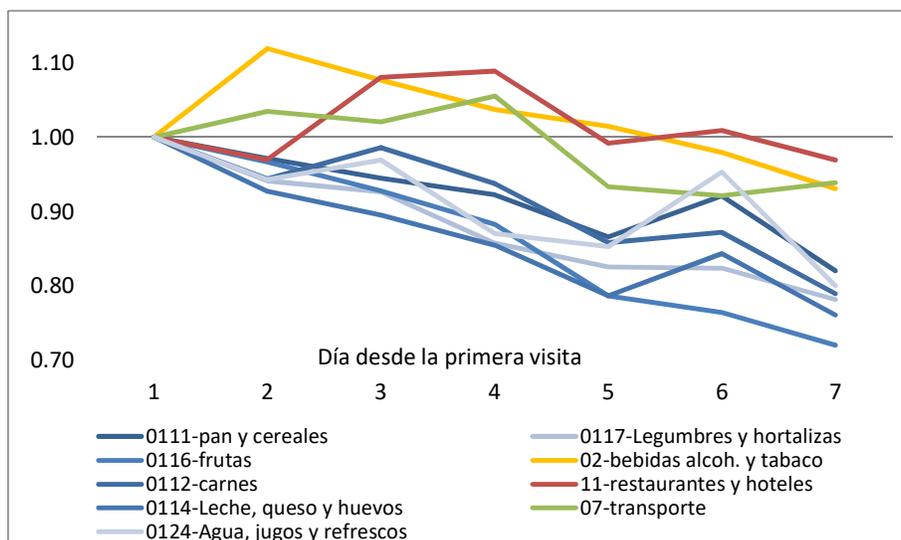
**Gráfico 3.1. Evolución del gasto medio diario de los hogares durante la semana de la encuesta (Día 1=1) en los formularios 2 y 3. ENGIH 2016-2017**



Fuente: elaboración en base a la ENGIH 2016-2017

Esta caída del gasto a lo largo de la semana es generalizada entre los subrubros de alimentos y bebidas no alcohólicas (frutas, legumbres y hortalizas, leche, queso y huevos, carnes, pan y cereales, agua y refrescos). Sin embargo, no se observa un comportamiento similar en el gasto en restaurantes y hoteles y en bebidas alcohólicas y tabaco. El gasto reportado en el rubro transporte, por su parte, muestra una caída por única vez el día 5, aunque dicho descenso es menor al observado en los alimentos (ver Gráfico 3.2).

**Gráfico 3.2. Evolución del gasto medio diario de los hogares durante la semana de la encuesta en rubros seleccionados (Día 1=1). Formularios 2 y 3. ENGIH 2016-2017**



Fuente: elaboración en base a la ENGIH 2016-2017

Los indicios mostrados hasta aquí, sobre la presencia de un efecto fatiga en la declaración de los gastos diarios, fue validado mediante un modelo econométrico explicativo del gasto per cápita estimado para la base de gastos transformada en una base longitudinal (donde cada hogar es observado durante 7 días<sup>9</sup>).

Se especificaron variantes del siguiente modelo:

$$g_{ij} = \delta_j + \delta_s + \delta_d + \delta_m + \delta_i + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

Donde  $g_{ij}$  es el gasto per cápita del hogar  $i$  en el día número  $j$  (1 a 7) del relevamiento a dicho hogar;  $\delta_j$  es el efecto del día de la encuesta,  $\delta_s$  es el efecto del día de la semana,  $\delta_d$  es el efecto decena del mes,  $\delta_m$  es el efecto mes,  $\delta_i$  es el efecto fijo de hogar y  $\varepsilon_{ij}$  es un error idiosincrásico.

Este modelo de la ecuación 1 fue utilizado para estimar los efectos calendarios presentados en los Gráficos A1, A2 y A3 del Anexo. Allí se reporta el efecto día de la semana (asociado a los coeficientes  $\delta_s$ ) que da cuenta de la marcada estacionalidad intra-semanal de los gastos declarados en los formularios 2 y 3.

Sin embargo, el principal interés está puesto en el efecto día de la encuesta, es decir en los coeficientes  $\delta_j$ . El diseño de la encuesta garantiza la aleatoriedad en el día de la semana en que se implementa la encuesta a cada hogar y en consecuencia la exogeneidad del día de la encuesta. Por lo tanto, no cabría esperar ningún efecto sistemático del día de la encuesta sobre el gasto declarado, salvo que, en el promedio de los hogares, el esfuerzo en el llenado de los formularios decaiga durante la semana del relevamiento. Diremos que hay un efecto fatiga si los coeficientes  $\delta_j$  son significativos y presentan un patrón decreciente.

El Gráfico A4 del Anexo presenta la estimación del efecto fatiga, allí se reportan los efectos marginales de cada día respecto al día 1 (categoría omitida). El efecto es negativo y creciente en valor absoluto a medida que transcurren los días con la excepción de los días 3 y 6 donde la caída se atenúa probablemente por la visita del Encuestador. Se aprecia la significación de dichos efectos, fundamentalmente a partir

---

<sup>9</sup> La base consta de 47.992 observaciones (6856 hogares x 7 días). Se excluyen 33 hogares que no reportaron gastos en los formularios diarios en ninguno de los 7 días.

del día 4, donde el monto declarado se reduce aproximadamente entre un 10% y un 15% respecto al día 1.

En el anexo se presenta un ejercicio de descomposición del efecto fatiga y del efecto visita del Encuestador que presumiblemente existe a partir de los días 3 y 6. Allí se estima que la visita al hogar durante la semana de la encuesta tuvo un importante efecto amortiguador del efecto fatiga. Por ejemplo, el gasto declarado en el día 7 que se estima un 15% inferior al del día 1, hubiera sido un 25% inferior de no mediar las visitas del Encuestador.

El modelo también fue utilizado para indagar si la presencia de este efecto es específica de algunos rubros de gasto o grupos de la población. Para ello se realizaron estimaciones de la ecuación 1 para los principales rubros declarados en los formularios 2 y 3 y estimaciones por quintil de ingreso, región geográfica y tamaño del hogar.

Al analizar los distintos rubros de gasto se concluye que la fatiga diaria afecta especialmente a los gastos en alimentos y bebidas no alcohólicas (ver Gráfico A5). El efecto día de la encuesta, por otra parte, no resulta significativo para el gasto en bebidas alcohólicas y tabaco, restaurantes y hoteles, transporte y artículos del hogar. Vale aclarar que la ausencia (o presencia) de fatiga en los cuestionarios diarios no significa que no pueda existir otra fuente de subdeclaración en estos gastos que no esté relacionada con el día de la encuesta<sup>10</sup>. Mientras la subdeclaración por el efecto fatiga de algún modo puede ser estimada para el promedio de la población a partir de los microdatos de la Encuesta, otro tipo de errores en la declaración de los gastos no se pueden identificar.

Por otro lado, se observa que la presencia del efecto cansancio en el llenado de los formularios es bastante generalizada en los distintos quintiles, regiones y tamaños de hogar (ver Gráficos A6, A7 y A8 del Anexo). Si bien se observan heterogeneidades en la evolución del gasto declarado durante la semana de la encuesta, también aumenta la imprecisión con la que se estiman los coeficientes específicos de dichas poblaciones. La

---

<sup>10</sup> Por ejemplo, es habitual en las encuestas de gastos la subdeclaración en el rubro bebidas alcohólicas, tabaco y estupefaciente. Este hecho no está relacionado con el cansancio en el llenado del formulario sino con una menor predisposición a declarar el consumo de este tipo de productos en cualquiera de los días de la encuesta (incluido el día 1). En la ENGIH no se encuentra evidencia de una fatiga en el reporte de este gasto aunque muy probablemente el mismo esté subdeclarado.

siguiente tabla muestra el contraste estadístico de dichas diferencias (para el gasto declarado en alimentos y bebidas no alcohólicas) y se concluye que no son estadísticamente significativas. Como veremos más adelante, al momento de aplicar un factor de ajuste para corregir el efecto fatiga en el gasto en alimentación, este resultado valida la utilización de los coeficientes  $\delta_j$  estimados para el total de la población, en lugar de coeficientes específicos por subpoblaciones.

**Cuadro 3.4. Gasto per cápita en alimentos y bebidas no alcohólicas. Contraste de significación del efecto día de la encuesta y de la heterogeneidad de dicho efecto según región, tamaño del hogar y quintil de ingresos**

	Df	F	P>F
Sig. del efecto Día de la Encuesta (fatiga)	6	15.310	0.000
Sig. de la interacción con:			
Región	12	1.040	0.404
Tamaño del hogar	18	0.890	0.592
Quintil de ingresos del hogar	24	1.390	0.101

Fuente: estimaciones en base a la ENGIH 2016-2017

#### **4. La corrección del efecto fatiga**

En la sección anterior se dio cuenta de la existencia de un tipo de error que está presente en la ENGIH y que es inherente al instrumento de relevamiento de los gastos diarios. El gasto declarado cae con el día de la encuesta en el promedio de la población. Esto es particularmente claro en el gasto en alimentación (excepto bebidas alcohólicas y tabaco y comidas en restaurantes y hoteles). Este error afecta la estimación de este gasto y por lo tanto la estimación del gasto de consumo final de los hogares, motivo por el cual es deseable algún tipo de ajuste al momento de reportar estas medidas.

Otro resultado observado es que la caída del gasto se debe tanto a la caída en la propensión a declarar, como a la caída en el monto medio declarado por los hogares que reportan gastos. Esto significa que podemos hablar de un efecto cansancio en el margen extensivo (probabilidad de reportar) e intensivo (monto reportado). El primero significa que la cantidad de formularios sin registros aumenta durante la semana de la encuesta. Esto es evidencia de que algunos de los formularios sin registros en los días 2 a 7 son verdaderas no-respuestas, aunque la información disponible no permite distinguir cuáles.

La imputación de los formularios diarios sin registros quedó descartada dada la imposibilidad de distinguir las no-respuestas de los días sin gastos.

Una primera alternativa para atenuar el sesgo de la fatiga en la declaración de los gastos, manejada en el presente trabajo, es el truncamiento de la muestra a los primeros  $N$  días de la encuesta a cada hogar ( $N < 7$ ). Por ejemplo, en lugar de inferir el gasto de los hogares a partir de los gastos declarados durante una semana, se infiere a partir de los gastos declarados en los primeros 3 días.

Una segunda alternativa consistió en construir un factor de ajuste de los gastos en alimentos y bebidas en base a las estimaciones econométricas del efecto fatiga. Esta alternativa permite estimar un vector corregido del gasto de los hogares en este rubro.

La decisión adoptada por el INE, para la atenuación del efecto fatiga constatado en los formularios diarios, se basó en esta segunda alternativa. Concretamente, se utilizó el vector de gasto en alimentación corregido por el factor de ajuste, como información

auxiliar para la calibración del sistema de ponderadores de la ENGIH (junto con información demográfica de las proyecciones de población e información socioeconómica de la ECH que ya había sido utilizada en una primera calibración).

En los apartados 4.1 y 4.2 se explican las dos alternativas de corrección. En el apartado 4.3 se analizan comparativamente algunos resultados de ambas opciones.

#### **4.1. Truncamiento de los registros diarios**

La primera de las opciones implica descartar parte de la información de la Encuesta, es decir, los últimos 7-N días de la encuesta a cada hogar (siendo N el número de días utilizados en la estimación). Por ejemplo, se infiere el gasto de los hogares observando las declaraciones de gastos durante los primeros 3 días, y se descartan los últimos 4 días en los que se evidencia una mayor subdeclaración por la fatiga diaria en el llenado de los formularios 2 y 3<sup>11</sup>.

Se analizaron las 6 opciones posibles, es decir considerando sólo el día 1, los primeros 2 días, y así sucesivamente hasta los primeros 6 días<sup>12</sup>.

Si bien esta alternativa puede mejorar la estimación del gasto agregado, también aumenta el error de medición a nivel del hogar y a nivel de otras unidades de menor agregación. Para algunos productos que se adquieren de manera irregular o en intervalos de tiempo que exceden el número de días utilizados para la estimación, pueden aparecer problemas de infrecuencia que puede generar sesgos y aumentos de la varianza del gasto. La posible mejora en la estimación del gasto agregado, debido a la atenuación de la no respuesta en los últimos días, podrá verse compensada por la afectación de otros usos de los microdatos de la ENGIH. Por ejemplo, puede sesgar estimaciones de desigualdad, pobreza y curvas de Engel.

---

<sup>11</sup> Lógicamente se reescala el expansor del gasto por el factor  $7/N$ , donde N es el número de días utilizados para la estimación

<sup>12</sup> En estos casos se aplicó además un factor de ajuste a cada uno de los días de la semana para corregir el desbalance entre los mismos al truncar el número de días de relevamiento. Como se mostró en el Gráfico 2, al truncar el número de días quedan sub-representados en la muestra los días viernes, sábados y domingos (que suelen ser los días de mayor gasto).

Por lo tanto, en la decisión de truncamiento está latente la tensión entre la atenuación del efecto cansancio y el sesgo por la subcaptación de gastos infrecuentes y el aumento de la varianza.

## **4.2. Factor de ajuste del gasto en alimentos y bebidas no alcohólicas**

La segunda alternativa consistió en construir un factor de ajuste de los gastos en alimentos y bebidas en base a las estimaciones econométricas del efecto fatiga. Esta alternativa permite estimar un vector corregido del gasto de los hogares en este rubro. Esta opción tiene la ventaja de utilizar todas las observaciones diarias. En este caso, sin embargo, se abren distintas posibilidades. Por ejemplo, se puede aplicar un factor de corrección global uniforme a todos los gastos diarios para corregir las estimaciones agregadas, se pueden aplicar factores específicos para cada día de la semana e incluso factores específicos por rubros de gasto y grupos de hogares.

En base a la evidencia recogida en la sección anterior, el efecto fatiga se constata únicamente en el rubro alimentos y bebidas no alcohólicas. A su vez, el contraste de homogeneidad de dicho efecto por grupos de hogares (definidos en base al quintil, región y tamaño) no permite rechazar la hipótesis de que el efecto fatiga es similar entre estos grupos. A partir de este resultado se sugiere, para determinar el factor de ajuste, utilizar las estimaciones del efecto día de la encuesta estimados para el total de la población. Esto no significa, sin embargo, que el factor de ajuste deba ser idéntico para todos los hogares.

A continuación vamos a discutir el cálculo del factor de ajuste que debería aplicarse al gasto en alimentos y bebidas. Dado que el principal insumo para este cálculo son las estimaciones econométricas del efecto día de la encuesta o efecto fatiga, vamos a comenzar retomando estas estimaciones.

### **4.2.1. La estimación del efecto fatiga en el rubro alimentos y bebidas no alcohólicas**

En la sección 3 se especificó un modelo lineal para el gasto diario per cápita de los hogares y se estimó para una base longitudinal donde cada uno de los hogares es observado durante 7 días. Un aspecto importante de dicho modelo es la presencia de ceros en la variable dependiente, es decir, de días sin gasto declarado por parte de los hogares (18% de las observaciones).

Las estimaciones presentadas en la sección 3 (que incluyen estos ceros), y cuyos coeficientes se reportan en los gráficos del Anexo, indican que el gasto medio cae en los días posteriores a la primera visita. Si bien dicho resultado es evidencia suficiente de un efecto cansancio, existen razones para pensar que no necesariamente ofrecen una correcta estimación del mismo pensando en la estimación de un factor de ajuste a aplicar a los microdatos. En primer lugar, la presencia de una gran cantidad de ceros en la variable dependiente es el típico problema de datos censurados que puede generar sesgos en la estimación de los coeficientes del modelo lineal. En segundo lugar, por tratarse de una variable que es muy asimétrica y presenta una gran cantidad de valores atípicos, sería deseable trabajar con su transformación logarítmica, en cuyo caso quedan excluidos de la estimación los días con gasto cero. Ante la posibilidad de estimar el modelo sólo con los datos no censurados (días con gasto positivo), aun ignorando el posible sesgo de selección que puede estar presente en este caso, hay que tener en cuenta que se estaría dejando fuera el posible efecto cansancio sobre la propensión a declarar gastos (margen extensivo). Por último, para la determinación del factor de ajuste, es deseable disponer de una estimación específica del efecto fatiga en ambos márgenes.

De lo anterior se concluye que es necesario contemplar el efecto día de la encuesta tanto en el margen intensivo, a partir de un modelo lineal preferentemente para el logaritmo del gasto per cápita, como en el margen extensivo a través de un modelo Probit para la propensión a declarar gastos. A su vez debería analizarse la sensibilidad de los coeficientes de interés a la estimación de ambas ecuaciones por separado o en forma conjunta (por ejemplo mediante un modelo de selección a la Heckman que contemple la eventual correlación entre los errores de ambas ecuaciones).

Los resultados obtenidos indican que no hay diferencias significativas en el modelo del margen intensivo si se estima separadamente para los datos sin censurar o se estima mediante un modelo a la Heckman conjuntamente con una ecuación de selección<sup>13</sup>. Tampoco se observan diferencias significativas con un modelo para variable dependiente censurada (Tobit). Las tres últimas columnas del Cuadro 4.1 muestran los

---

<sup>13</sup> La identificación del modelo de selección requiere de al menos una variable explicativa de la ecuación de selección para la propensión a gastar. El resultado reportado considera la variable tamaño del hogar. Los resultados son poco sensibles a la elección de esta variable entre los regresores disponibles.

coeficientes de la variable de interés en la regresión para el logaritmo del gasto per cápita en alimentos en estas tres opciones de estimación (en la Tabla del A11 del Anexo se presentan los coeficientes de todos los regresores de la estimación por MCO para el logaritmo del gasto y del Probit).<sup>14</sup>

Se observa que el efecto día de la encuesta es estadísticamente significativo a partir del día 5. En ese día el gasto per cápita en alimentos, en el promedio de los hogares que declaran gastos, se encuentra un 8% por debajo del gasto declarado el día 1.

La primera columna del Cuadro 4.1 presenta la estimación para la propensión a declarar gastos y se observa un efecto negativo significativo desde el segundo día luego de la primera visita al hogar. En el último día de la encuesta la propensión cae un 13% respecto a la del día 1<sup>15</sup>.

En síntesis, en el promedio de los hogares, se advierte un efecto día de la semana significativo y, aunque con diferente patrón temporal, la caída del gasto debido a este efecto se explica en partes similares por ambos márgenes. El gasto per cápita en alimentos se reduce aproximadamente un 10% por el efecto cansancio en el promedio de la muestra, de los cuales 6 puntos se explican por el efecto en el margen extensivo y 4 puntos por el efecto en el margen intensivo.

---

<sup>14</sup> Tanto el Probit como las ecuaciones para el logaritmo del gasto en alimentos incluyen como regresor el día de la encuesta que se especifica como un set de 6 dummies (día 2 a 7) siendo el día 1 la categoría omitida. Se incluyeron además los siguientes controles: día de la semana (set 6 dummies con el día domingo como categoría omitida), decena del mes (omitida=decena 1), mes (omitida=enero), tamaño del hogar (dummies indicadoras de 2, 3 y 4 o más personas, omitida=1 persona), región (Interior urbano, interior rural, omitida=Mdeo) y quintil de ingreso (omitida=quintil 1). Alternativamente se estimaron modelos con efectos fijos de hogar (estimador "within") en cuyos casos se excluyen las variables tamaño, quintil y región (por colinealidad con el efecto fijo). Los coeficientes de la variable de interés (día de la encuesta) son muy robustos a la inclusión o no de estos controles y del efecto fijo, aunque mejoran la precisión. Dicha robustez es evidencia de la aleatoriedad del día de la primera visita al hogar en el conjunto de la muestra.

<sup>15</sup> La probabilidad media de reportar gastos en el conjunto de la muestra es del 82%, por lo tanto una caída del 13% es equivalente a una reducción de 10 puntos porcentuales en dicha probabilidad.

**Cuadro 4.1. Estimación del efecto día de la encuesta en los márgenes extensivo e intensivo**

	margen extensivo	margen intensivo		
	Prob(gasto en alim.>0)	(log del gasto diario per cápita en alimentos)		
	Probit	Mco	tobit	Heckman
día = 2	-0.0210*** (0.0075)	0.0109 (0.0178)	0.00721 (0.0195)	0.00938 (0.0195)
día = 3	-0.0218*** (0.00722)	-0.0184 (0.0181)	-0.0205 (0.0198)	-0.0194 (0.0199)
día = 4	-0.0652*** (0.00762)	-0.0259 (0.018)	-0.0312 (0.0199)	-0.0283 (0.0199)
día = 5	-0.0745*** (0.00803)	-0.0757*** (0.0183)	-0.0806*** (0.02)	-0.0780*** (0.02)
día = 6	-0.0825*** (0.008)	-0.0769*** (0.0193)	-0.0816*** (0.0204)	-0.0789*** (0.0204)
día = 7	-0.129*** (0.00904)	-0.0805*** (0.0193)	-0.0842*** (0.0203)	-0.0807*** (0.0203)
Observations	47,992	39,335	39,335	47,992
Hogares	6856	6856	6856	6856

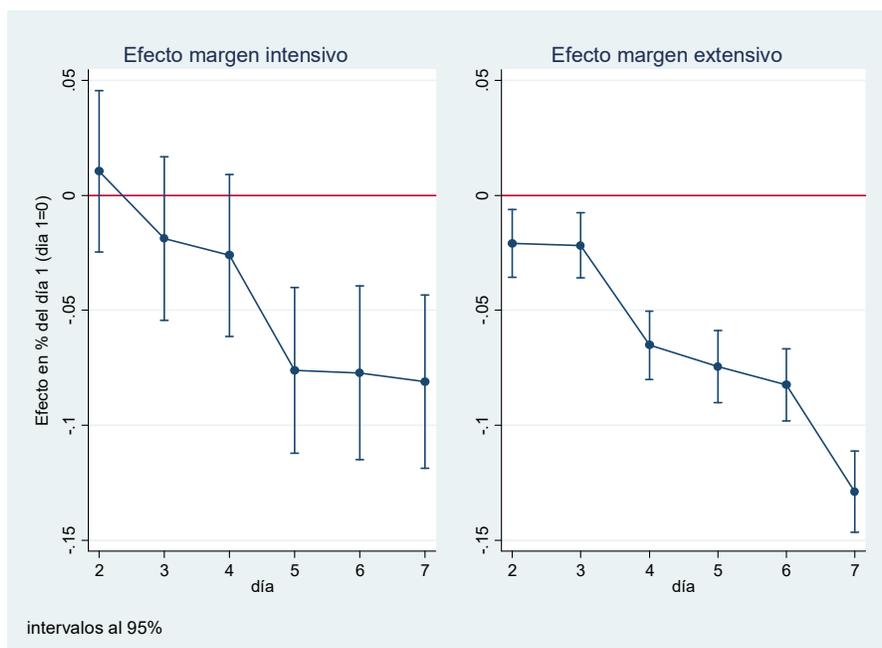
Todas las estimaciones incluyen los siguientes controles: día de la semana, decena del mes, mes, región, tamaño del hogar, quintil e interacción de estas tres últimas con el día de la encuesta.

Los coeficientes indican el efecto marginal (cambio en tanto por uno) respecto al día 1. Los coeficientes de las restantes variables el probit y mco se presentan en el Cuadro A11 del Anexo.

Errores estándar estimados en base al diseño de la encuesta. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

Fuente: estimaciones en base a la ENGIH 2016-2017

**Gráfico 4.1. Efecto marginal del día de la semana en el gasto per cápita en alimentos (variaciones en tanto por uno respecto del día 1)**



Fuente: estimaciones en base a la ENGIH 2016-2017

#### 4.2.2. Cálculo del factor de ajuste: tratamiento de los márgenes extensivo e intensivo

De las estimaciones anteriores para el promedio de la población tenemos dos conjuntos de parámetros:

- a. la tasa de crecimiento a aplicar al gasto diario en alimentos, condicional a que el hogar reportó gastos en alimentos en ese día. A dicha tasa de corrección del margen intensivo la llamamos  $x_j$  donde  $j$  ( $=1, \dots, 7$ ) es el día de la encuesta al hogar<sup>16</sup>.
- b. la tasa de crecimiento de la probabilidad de reportar gastos que permite corregir el margen extensivo, que denotamos como  $p_j$ <sup>17</sup>.

Si llamamos  $g_{ij}$  al gasto observado en alimentos del hogar  $i$  en el día  $j$ , entonces el gasto corregido en el total de la población será<sup>18</sup>:

$$g = \sum_i \sum_j g_{ij} (1 + x_j)(1 + p_j) \quad (2)$$

Partiendo del gasto poblacional corregido de la ecuación (2), se deduce una primera opción de ponderador del microdato  $g_{ij}$ , que es el producto del factor de corrección del margen intensivo y del factor de corrección del margen extensivo:

$$\omega_j^1 = (1 + x_j)(1 + p_j) \quad (3)$$

Este ponderador logra el objetivo de corregir el total poblacional e incluso el total poblacional por día de la encuesta. Por lo tanto, una vez aplicado este factor de corrección no se observarían diferencias significativas en el gasto medio de cada uno de los días de la encuesta.

Obsérvese que, los días sin declaración de gastos en alimentos, seguirán siéndolo luego de aplicar este factor, ya que no se realizará imputación de los mismos. Esto no

---

<sup>16</sup> Los  $x_j$  surgen de los coeficientes de la segunda columna del Cuadro 4.1:  $x_j = 1/(1 + \beta_j)$  donde  $\beta_j$  son los coeficientes de cada uno de los días de la encuesta en la ecuación para el margen intensivo.

<sup>17</sup> Los  $p_j$  están relacionados con los coeficientes de la primera columna del Cuadro 6:  $p_j = 1/(1 + \beta_j)$  donde  $\beta_j$  son los coeficientes de cada uno de los días de la encuesta en el Probit.

<sup>18</sup> Como el ajuste de ambos márgenes es específico para cada día de la encuesta (varía con  $j$ ), se está corrigiendo también el gasto poblacional en cada uno de los  $j$  días :  $g_j = \sum_i g_{ij} (1 + x_j)(1 + p_j)$ . . Téngase en cuenta que el gasto en los días 1 no se ajusta ( $x_1 = p_1 = 0$ ).

significa que no estemos corrigiendo estos ceros en el total poblacional, ya que eso es precisamente lo que hace el factor asociado con el margen extensivo  $(1 + p_j)$ .

El inconveniente que tiene a esta opción es que logra corregir los totales poblacionales re-ponderando únicamente los días con gastos positivos, o sea que todo el ajuste se carga a esos días. Los días con gastos positivos van a aumentar su peso por razón del margen intensivo  $(1 + x_j)$ , lo cual es correcto, pero también van a aumentar su peso por razón del margen extensivo  $(1 + p_j)$ . O sea que, la corrección por los días sin declaración de gastos, se reparte entre todos los días con gastos positivos. Si bien esto es inevitable, también es cierto que la corrección por el margen extensivo debería recaer en los hogares que tienen días de gasto 0 y no en los hogares que declaran gastos los 7 días de la semana (a estos sólo debería aplicar el margen intensivo). Esto determina un sobreajuste en aquellos hogares con mayor frecuencia de gastos, en particular en los que reportan gastos en alimentos durante los 7 días (que representan el 45% de los hogares).

Una posibilidad para superar este problema es definir un nuevo ponderador que sólo corrija el margen intensivo en los hogares que tienen gastos en los 7 días y en los restantes se aplique la corrección tanto del margen intensivo como de todo el margen extensivo.

$$\omega_j^2 = \begin{cases} (1 + x_j) & \text{si el hogar tiene gasto en los 7 días} \\ (1 + x_j)(1 + q_i) & \text{en otro caso (el hogar tiene algún día sin gasto)} \end{cases} \quad (4)$$

El margen extensivo se aplica sólo a los hogares que tienen algún día sin gasto y el parámetro  $q_i$  se calibra de modo que la corrección del gasto total por la caída de la proporción de hogares que realizan gastos, se distribuya enteramente entre los hogares que tienen días con gasto nulo<sup>19</sup>. Una posibilidad es que ese parámetro sea uniforme entre todos los hogares que tengan días con gasto cero, en cuyo caso se calcula de la siguiente manera:

$$q = p \frac{\sum_i \sum_j (1 + x_j) g_{ij}}{\sum_{i \in \text{hog } c/\text{ceros}} \sum_j (1 + x_j) g_{ij}} \quad (5)$$

---

<sup>19</sup> Estos hogares tiene al menos un día con gasto no nulo que es al que aplicará el factor de ajuste.

Donde  $p$  es el ajuste por el margen extensivo que debe realizarse en el total poblacional (es un promedio de los coeficientes de la primera columna del Cuadro 4.1 y es aproximadamente 6%).

Otra posibilidad es diferenciar el ajuste por el margen extensivo entre los hogares que tiene días con gasto nulo y por lo tanto que el parámetro  $q$  sea variable entre hogares. Por ejemplo, es razonable asignar mayor ajuste a un hogar que tiene 5 días sin gasto en alimentos que a un hogar que tiene uno solo (a igualdad de otras características). También sabemos que en dos hogares que tienen un solo día sin gasto, pero en uno de ellos es el segundo día de la encuesta y en el otro es el séptimo día, la probabilidad condicional de que la no respuesta se deba al efecto cansancio es mayor en el segundo caso que en el primero. A su vez, si tenemos dos hogares con gasto 0 en los mismos días, pero uno de ellos es unipersonal y el otro tiene 4 personas, sabemos que la probabilidad de realizar gastos es mayor en el segundo hogar. Todo esto lo podemos afirmar a partir del modelo Probit estimado para el margen extensivo donde, además del efecto día de la encuesta, constatamos que la frecuencia de gastos en alimentos depende del tamaño del hogar, la región, el quintil y de efectos calendario (ver Cuadro A.11 del Anexo). Por lo tanto podemos utilizar este modelo Probit para estimar, para cada uno de los días con gasto cero de cada hogar, la probabilidad de realizar gastos condicional a las características observadas de ese hogar y a que el día de la encuesta es el día 1. Con esto estamos estimando la probabilidad de gastar depurando el efecto cansancio y teniendo en cuenta distintos hábitos de compras según tamaño del hogar, región y quintil.

Esta probabilidad condicional de realizar gastos, estimada para cada uno de los días con gasto 0, puede ser utilizada para distribuir el ajuste por el margen extensivo entre todos los hogares que tienen días con gastos nulos. Si se suman esas probabilidades para cada hogar dentro de los 7 días, y se divide por la suma de dichas probabilidades en el total de la población, se obtendrá un ponderador inicial que llamamos  $z_i$  que nos diría cómo repartir el ajuste por el margen extensivo entre los hogares. Teniendo en cuenta que el ajuste del margen extensivo a cada hogar se aplica como un factor que multiplica los días con gasto positivo de dicho hogar, se debe calibrar dicho ponderador inicial para alcanzar la corrección deseada en el total de la población.

Como resultado de dicha calibración se obtiene el parámetro  $q_i$  que se utiliza para calcular el factor de ajuste del gasto en alimentos de cada hogar debido al efecto día de la semana en el margen extensivo<sup>20</sup>.

$$q_i = q^z z_i \quad \text{donde} \quad q^z = p \frac{\sum_i \sum_j (1+x_j) g_{ij}}{\sum_i \sum_j z_i (1+x_j) g_{ij}} \quad (6)$$

En el Cuadro 4.2 se muestra el gasto ajustado, según las dos opciones de factor de ajuste, como porcentaje del gasto observado en el promedio de hogares agrupados según distintas variables. La agrupación por frecuencia de gastos en la semana de la encuesta es la que muestra las diferencias más importantes entre las opciones de ajuste. La opción de distribuir el ajuste del margen extensivo en base a las características de los hogares ( $\omega^2$ ) genera un mayor ajuste del gasto de los hogares con baja frecuencia de gastos declarados. Esto ocurre porque en estos hogares recae la mayor parte del ajuste por el margen extensivo.

En el resto de las comparaciones entre grupos de hogares no hay diferencias muy importantes entre las dos opciones de factor de ajuste. La aplicación del factor  $\omega^2$  tienden a ajustar más el ingreso de los hogares con menor cantidad de integrantes, a los hogares de Montevideo e Interior Rural, a los hogares de los quintiles más altos y a los hogares que declaran no encontrarse en situación de pobreza (pobreza subjetiva). Como se observa en el final de la tabla, los dos factores de corrección aumentan un 10% el gasto medio de los hogares en alimentos y bebidas no alcohólicas en el conjunto de la ENGIH, siendo esta es la magnitud total de la corrección por el efecto fatiga.

---

<sup>20</sup> La expresión (5) es el caso particular de la (6) cuando  $z_i$  es igual a 1 si el hogar tiene al menos un día sin gasto y 0 si no tienen días sin gasto.

**Cuadro 4.2. Gasto en alimentos ajustado (según dos factores ajuste) como porcentaje del gasto observado según frecuencia de gastos, tamaño del hogar, región, quintil y pobreza subjetiva**

	Observado (=100)	Ajustado por factor:	
		$\omega_1$	$\omega_2$
Días con declaración de gastos:			
1	100	109	142
2	100	108	137
3	100	109	131
4	100	109	125
5	100	110	118
6	100	110	111
7	100	111	104
Tamaño del hogar:			
Una persona	100	110	114
2 personas	100	110	112
3 personas	100	110	109
4 o más	100	110	109
Región:			
mdeo	100	110	111
inturb	100	110	109
Intrur	100	110	111
Quintil:			
1	100	110	109
2	100	110	109
3	100	110	110
4	100	110	111
5	100	110	109
Pobreza subjetiva:			
No pobre	100	110	111
Pobre	100	110	109
Total	100	110	110

Fuente: estimaciones en base a la ENGIH 2016-2017

En síntesis, el cálculo de un factor de ajuste para corregir el efecto fatiga puede resolverse de varias maneras. Todas deberían corregir los totales poblacionales del gasto en alimentos. Sin embargo, se diferencian en cuánto es la contribución de cada hogar a la corrección del total poblacional. En un extremo se podría aplicar un crecimiento del 10% al gasto en alimentos de todos los hogares. Sin embargo, la información disponible puede utilizarse para construir un factor específico a cada hogar o grupos de hogares. Este es el caso del factor  $\omega^2$  que utiliza la evidencia recogida respecto a la existencia de un efecto fatiga tanto en el margen intensivo como en el extensivo, así como la constatación de que distintos grupos de hogares pueden estar más o menos afectados por estos efectos. Este factor de ajuste fue el

utilizado para calcular el vector de gasto en alimentos corregido por el efecto fatiga que sirvió como insumo para la calibración de los ponderadores de la ENGIH.

La mencionada calibración, que derivó en los expansores finales, fue realizada por el INE (véase documento metodológico de la ENGIH 2016-2017).

### **4.3. Comparación de las alternativas de ajuste**

A continuación se presentan algunos resultados comparativos de las dos estrategias de corrección: 1) el truncamiento de los días de registro de gastos y 2) la recalibración de los ponderadores muestrales contemplando la estimación del gasto en alimentos corregido por el efecto fatiga (de acuerdo al factor de corrección descrito en el apartado anterior). Esta segunda opción no es más que la estimación del gasto con los expansores definitivos de la ENGIH y utilizando los 7 días de registros de cada hogar.

Veremos algunas estadísticas para los gastos diarios que son el foco del presente análisis, es decir, los reportados en los formularios 2 y 3. El gráfico 4.2 muestra el tamaño del ajuste del gasto medio de los hogares (en los formularios 2 y 3) según las alternativas de ajuste. El tamaño del ajuste es el incremento porcentual del gasto respecto a la estimación sin ajustar (i.e. utilizando los 7 días de registros y los expansores previos a la recalibración).

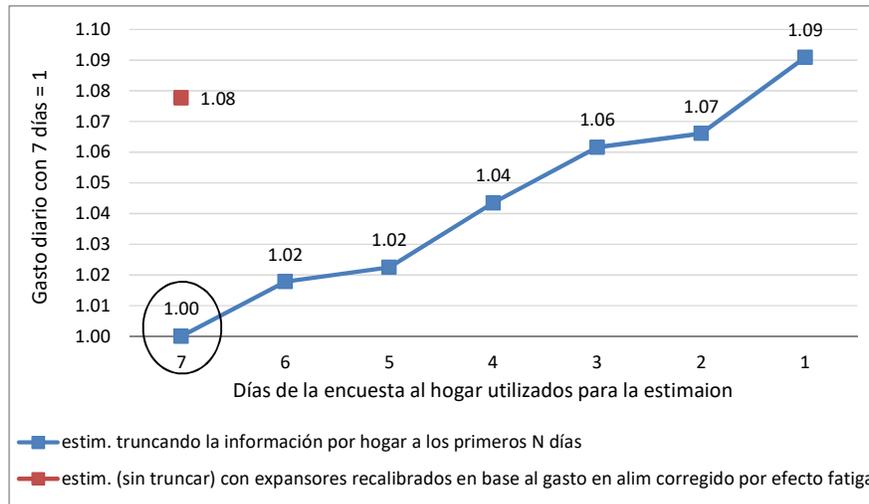
Se observa que las estimaciones del gasto medio de los hogares truncando la cantidad de días, son crecientes con la cantidad de días excluidos de la estimación. El gasto diario crece entre un 2% (si se excluye sólo el día 7) y un 9% (si se excluyen los días 2 a 7).

La opción de recalibración de los expansores deriva en un aumento del 8% del gasto diario de los hogares<sup>21</sup>; un ajuste de magnitud equivalente a utilizar los primeros 1, 2 y 3 días de registros (en cuyo caso el ajuste es del 9%, 7% y 6% respectivamente).

---

<sup>21</sup> Recordar que la recalibración deriva en un aumento del 10% del gasto en alimentos y bebidas no alcohólicas. Este rubro representa algo más del 70% de los gastos reportados en los formularios 2 y 3.

**Gráfico 4.2. Estimación del gasto de los formularios 2 y 3 corregido por efecto fatiga: muestra truncada en los primeros N días vs factor de ajuste diario en el gasto de alimentos**



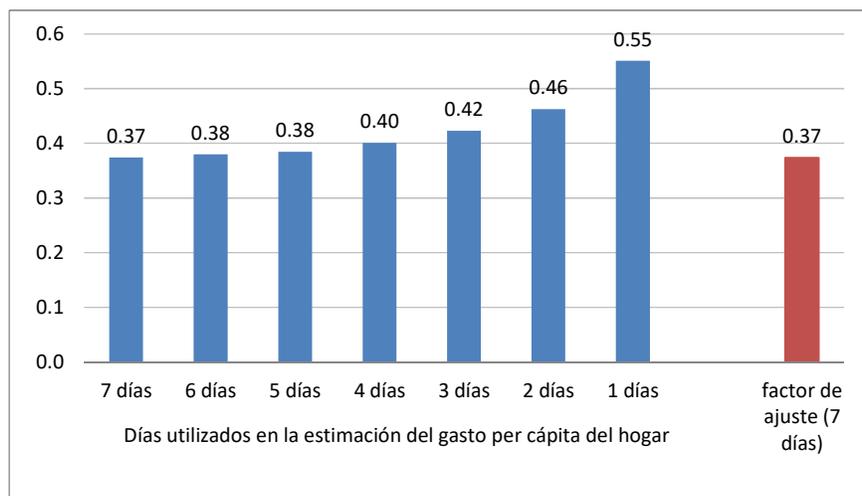
Fuente: estimaciones en base a la ENGIH 2016-2017

El Gráfico 4.3 muestra cómo se ve alterado el coeficiente de Gini del gasto per cápita registrado en los formularios diarios. Mientras que la alternativa de recalibración de los expansores preserva el valor del coeficiente de Gini previo al ajuste, las opciones de truncamiento aumentan dicho coeficiente. El Gini crece monótonamente con la cantidad de días excluidos en la estimación.

El truncamiento también produce una reducción de la correlación del gasto de los hogares con el ingreso. Por ejemplo, la correlación de Spearman entre los deciles de ingreso y los deciles de gasto (sin ajuste) es igual a 0.57. Si se considera el gasto estimado con los primeros 3 días, dicha correlación desciende a 0.47. La opción de recalibración, por su parte, no afecta la correlación de rango entre los deciles de ingreso y los deciles del gasto.

Estos últimos resultados reflejan uno de las principales inconvenientes del truncamiento. Si bien puede mejorar la estimación del gasto agregado (atenuando el efecto fatiga), también aumenta el error de medición a nivel de los microdatos, sesgando, por ejemplo, las medidas de desigualdad del gasto.

**Gráfico 4.3. Coeficiente de Gini del gasto per cápita de los formularios 2 y 3 corregido por efecto fatiga: muestra truncada en los primeros N días vs factor de ajuste diario**



Fuente: estimaciones en base a la ENGIH 2016-2017

Por último se analizaron las consecuencias de estos ajustes en la estructura del consumo promedio de los hogares en un estrato de referencia (en la terminología de líneas de pobreza). Como estrato de referencia, y de manera arbitraria, se definió el quintil móvil correspondiente a los percentiles 11 a 30 para Montevideo e Interior por separado.

Para cada una de las alternativas de ajuste se caracterizó la estructura del consumo diario per cápita aparente de alimentos a partir de la siguiente información<sup>22</sup>:

- la cantidad de artículos adquiridos en total y en cada subrubro de gastos,
- la frecuencia de adquisición de los artículos, medida como la proporción de hogares que los adquieren,
- la cantidad per cápita diaria consumida total y por subrubros,
- la ingesta per cápita diaria de calorías en total y por subrubros
- el gasto diario per cápita total y por subrubro.

Los resultados son cualitativamente similares para el estrato de referencia del Interior y Montevideo. El truncamiento de los días de la encuesta tiene consecuencias importantes. Si consideramos el quintil de referencia de Montevideo se observa que cantidad de productos adquiridos cae al considerar una menor cantidad de días. Por

<sup>22</sup> Incluyendo bebidas alcohólicas y tabaco y comidas fuera del hogar.

ejemplo, se reduce un 12% (de 416 a 366) si se utilizan los primeros 3 días de la encuesta en lugar de los 7 días. A pesar de la disminución de la variedad de productos, la estructura del gasto por subrubros no presenta grandes variaciones.

Al truncar la cantidad de días, la frecuencia media de adquisición de los productos se reduce sensiblemente en todos los subrubros. Por ejemplo, el producto “leche común entera envasada” es adquirido por el 71% de los hogares de este estrato si se toman los 7 días, pero esa frecuencia se reduce al 61% si se toman los primeros 3 días, y al 42% si se considera sólo el primer día.

En cuanto a la cantidad consumida, la ingesta calórica aparente y el gasto diario per cápita, en general aumentan al considerar una menor cantidad de días, excepto en el caso extremo donde sólo se utiliza el primer día (por la subcaptación de los gastos infrecuentes).

Por su parte, la opción de recalibración de los expansores no afecta la cantidad de ítems y la frecuencia de gastos. A su vez corrige al alza la estimación de las cantidades consumidas, la ingesta calórica y el gasto diario (este último en aproximadamente un 10%).

La evidencia presentada en este apartado sugiere que, prescindir de los últimos días de declaración de gastos, no es una buena estrategia para corregir la subdeclaración debido al efecto fatiga en la ENGIH. Una vez identificada la magnitud de dicha subdeclaración, una mejor alternativa es ajustar los gastos afectados (o en su defecto los ponderadores muestrales) utilizando todos los días de declaración de gastos.

## 5. Comparación de los resultados de la ENGIH con otras fuentes

El siguiente paso del estudio, una vez obtenidos los ponderadores definitivos, fue la examinación de las principales magnitudes que emergen de la Encuesta. Se analizó la consistencia de algunas estimaciones con otras fuentes de información, como la ECH, la ENGIH 2005-2006, la información del Sistema de Cuentas Nacionales y diversas fuentes utilizadas para medir el consumo final de los hogares en productos específicos. También se observó la coherencia de ciertas relaciones que emergieron de un conjunto de tabulados de las principales variables desagregadas a nivel de grupos de población (región y tipologías de hogares).

Más que una estricta validación de la Encuesta, se trata de un análisis exploratorio de posibles discrepancias que puedan estar asociadas a una mala calidad del relevamiento de algunas variables relevantes investigadas en la ENGIH. Es importante señalar que en muchos casos no es posible compatibilizar las definiciones y ámbitos de cobertura de la Encuesta y de las otras fuentes y, por lo general, las otras fuentes también están sujetas a distintos tipos de errores. Las discrepancias, por lo tanto, no siempre son informativas.

A continuación se presentan algunos resultados de este análisis<sup>23</sup>. La primera comparación se realiza con la ECH del INE. La ECH es la principal fuente de información socioeconómica de los hogares. Tiene el atractivo de tener una importante acumulación de estudios sobre su calidad para medir las distintas fuentes de ingresos y describir el mercado de trabajo. Tiene la ventaja de tener el mismo marco muestral y cobertura geográfica que la ENGIH. Al ser un relevamiento realizado a lo largo del año, es posible trabajar con la información de la ECH que coincida exactamente con el período de cobertura de la ENGIH (noviembre de 2016 a octubre de 2017). El cuestionario de la ECH prácticamente se replica en la ENGIH (Formulario 1) de modo que las variables resultantes del mismo pueden ser comparadas en base a definiciones exactas. Otro aspecto determinante es que el tamaño de muestra de la ECH a lo largo de un año es sensiblemente mayor al de la ENGIH. Frente a una muestra final de 6.889 hogares en la ENGIH, en igual período la muestra de la ECH fue de 45.648 hogares. Con

---

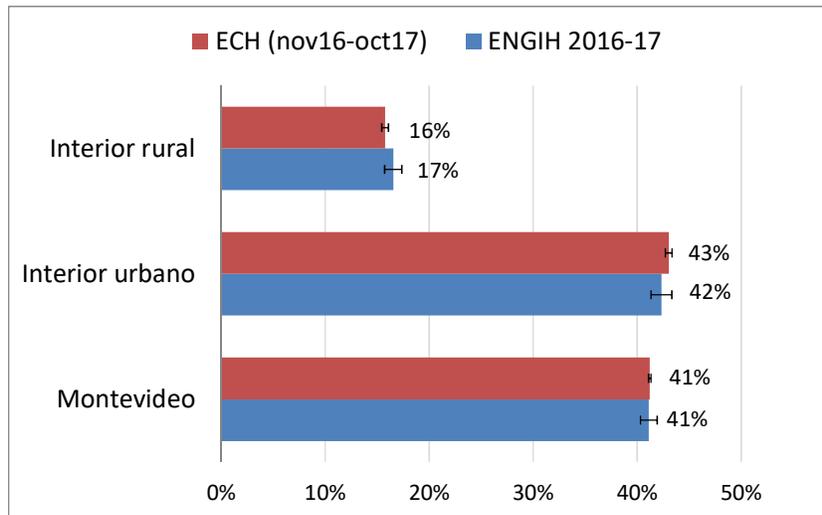
<sup>23</sup> Un conjunto de los tabulados analizados pueden verse en la publicación del INE sobre la metodología y resultados de la ENGIH 2016-2017.

una muestra 6.6 veces superior, la ECH necesariamente es una fuente de comparación para la ENGIH en aquellas variables que son investigadas en ambas encuestas.

Dada la importancia de la ECH como referencia de la ENGIH y de otras encuestas a los hogares, es una práctica habitual del INE considerar su información para calibrar los expansores muestrales (ingreso de los hogares, actividad, empleo y desempleo). Este fue el caso de la ENGIH, donde la calibración también incluyó información demográfica de las proyecciones de población y la estimación del gasto en alimentos corregida por el efecto fatiga en la declaración de los formularios diarios (ver sección 4). Con la calibración se busca lograr consistencia entre las estimaciones de la ENGIH y las fuentes externas y permite obtener estimadores más eficientes dado que aprovecha la correlación que pueda existir entre las características investigadas por la Encuesta y la información suministrada por las fuentes externas. Esto no significa, sin embargo, que la ENGIH reproduzca los resultados de la ECH, de modo que tiene sentido la comparación entre ambas encuestas.

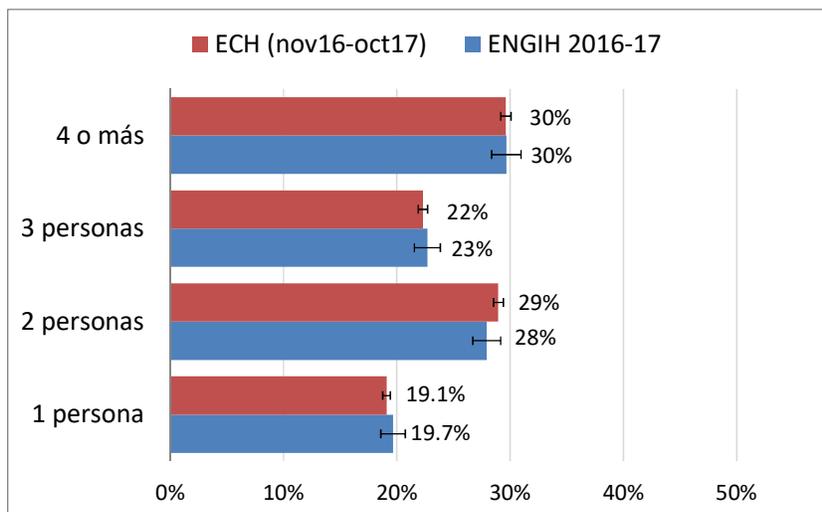
El foco de la comparación entre la ENGIH y la ECH estuvo puesto en las variables de ingreso. Antes de ir a la comparación de los ingresos, conviene mostrar la distribución de los hogares por región y tamaño, así como la composición de la población por condición de actividad económica y de los hogares por régimen de tenencia de la vivienda. Como se observa en los siguientes gráficos, ambas fuentes son altamente coincidentes en estas dimensiones.

**Gráfico 5.1. Distribución de los hogares por región: ENGIH vs ECH**



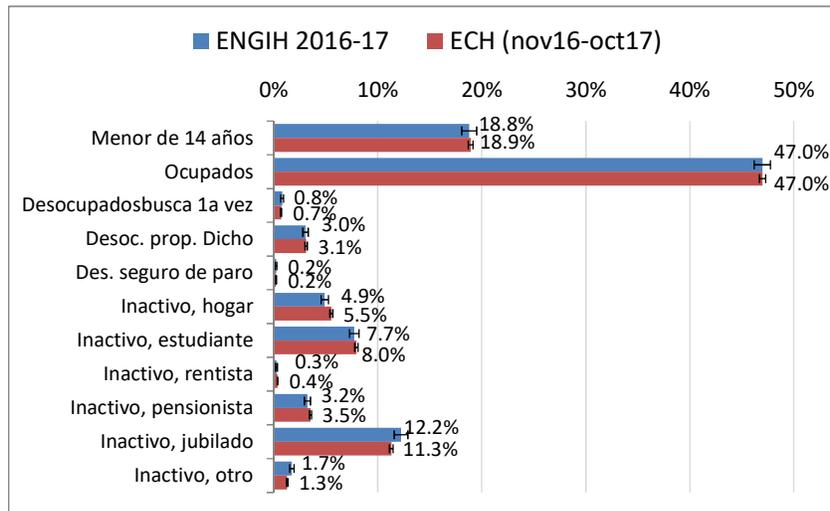
Notas: Interior urbano corresponde las ciudades de 5 mil y más habitantes del Interior e Interior rural a las ciudades menores a 5 habitantes y zonas rurales dispersas. Las barras de error indican los intervalos de confianza al 95%. Fuente: elaboración en base a ENGIH 2016-2017 y ECH (nov. 2016-oct. 2017)

**Gráfico 5.2. Distribución de los hogares por tamaño: ENGIH vs ECH**



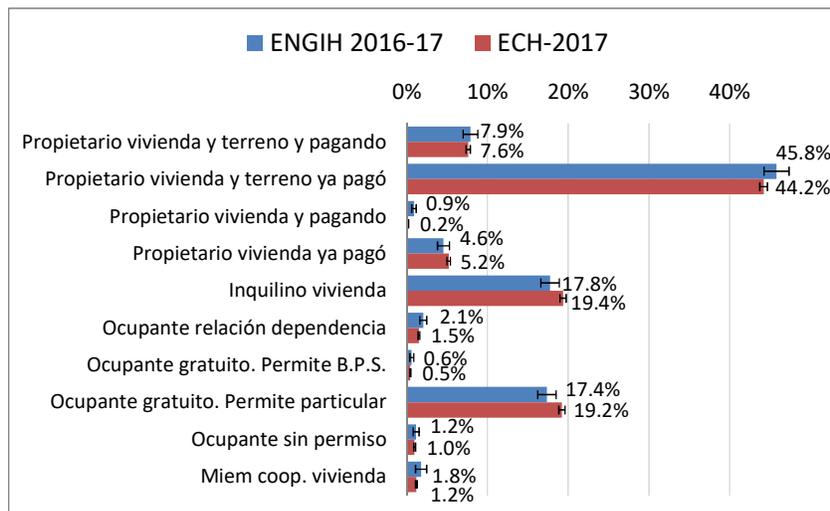
Notas: Las barras de error indican los intervalos de confianza al 95%. Fuente: elaboración en base a ENGIH 2016-2017 y ECH (nov. 2016-oct. 2017)

**Gráfico 5.3. Distribución de la población por condición de actividad económica:  
ENGIH vs ECH**



Notas: Las barras de error indican los intervalos de confianza al 95%. Fuente: elaboración en base a ENGIH 2016-2017 y ECH (nov. 2016-oct. 2017)

**Gráfico 5.4. Distribución de los hogares por régimen de tenencia de la vivienda:  
ENGIH vs ECH**



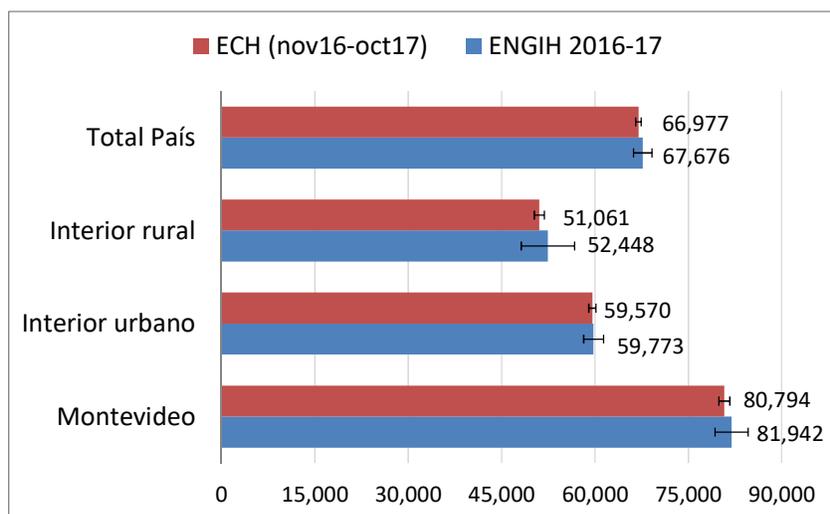
Notas: Las barras de error indican los intervalos de confianza al 95%. Fuente: elaboración en base a ENGIH 2016-2017 y ECH (nov. 2016-oct. 2017)

## 5.1. El ingreso de los hogares

A continuación se presentan una serie de gráficos con la comparación del ingreso medio de los hogares, total y por fuentes, entre la ENGIH y la ECH<sup>24</sup>.

No se observan diferencias significativas en el ingreso medio de los hogares entre ambas encuestas, tanto en el conjunto del país como en cada uno de los dominios geográficos (Gráfico 5.5)<sup>25</sup>.

**Gráfico 5.5. Ingreso medio de los hogares por región: ENGIH vs ECH**



Notas: Interior urbano corresponde las ciudades de 5 mil y más habitantes del Interior e Interior rural a las ciudades menores a 5 habitantes y zonas rurales dispersas. Las barras de error indican los intervalos de confianza al 95%. Fuente: elaboración en base a ENGIH 2016-2017 y ECH (nov. 2016-oct. 2017)

<sup>24</sup> En Uruguay no se dispone de una cuenta del sector de los hogares en el SCN que permita la comparación con las estimaciones del ingreso de la ENGIH. Procurar una aproximación al ingreso de los hogares de Cuentas Nacionales con la información disponible (véase una discusión al respecto en Burdín, Esponda y Vigorito, 2014) no ofrecería una medida de comparación fiable para validar las estimaciones de la ENGIH (téngase en cuenta además las diferencias en las definiciones y coberturas de ambas fuentes, por ejemplo la Encuesta mide ingresos en términos líquidos y su ámbito de cobertura excluye hogares colectivos e IPSFL).

<sup>25</sup> Corresponde a la definición del ingreso de los hogares del INE que incluye el ingreso primario (remuneraciones, ingreso mixto, ingresos por la propiedad del capital, valor locativo), las transferencias corrientes monetarias (jubilaciones, pensiones, asignaciones familiares, hogar constituido) y las transferencias sociales en especie. Conceptualmente esta medida es equivalente al Ingreso Corriente (en base a las definiciones de la 17ª CIET, Grupo de Canberra 2011 y SCN 2008) más la imputación de las transferencias sociales en especie. Si a esta medida se le deducen los pagos que realizan los hogares por los impuestos directos y tasas, contribuciones a la seguridad social y transferencias realizadas a otros agentes, se obtendría el Ingreso Disponible Ajustado.

Los gráficos siguientes muestran la comparación del ingreso por fuente en cada región y del peso de estas fuentes en cada uno de los quintiles de hogares ordenados en base al ingreso per cápita.

La estimación de los ingresos por trabajo y los ingresos por transferencias corrientes no presentan diferencias significativas (Gráficos 5.6 y 5.7) con la ECH. En el caso de los ingresos del capital y en el alquiler imputado se constatan algunas diferencias. Tomando como referencia la ECH, la ENGIH subestima los ingresos del capital y sobreestima el valor locativo (Gráficos 5.8 y 5.9). En el primer caso, se trata de una fuente de ingresos que tiene un peso menor en ambas encuestas y es de difícil captación a través de las encuesta a hogares. El caso del valor locativo es tratado específicamente en la sección 6 donde se analiza la posible sobreestimación del alquiler por parte de los hogares no arrendatarios.

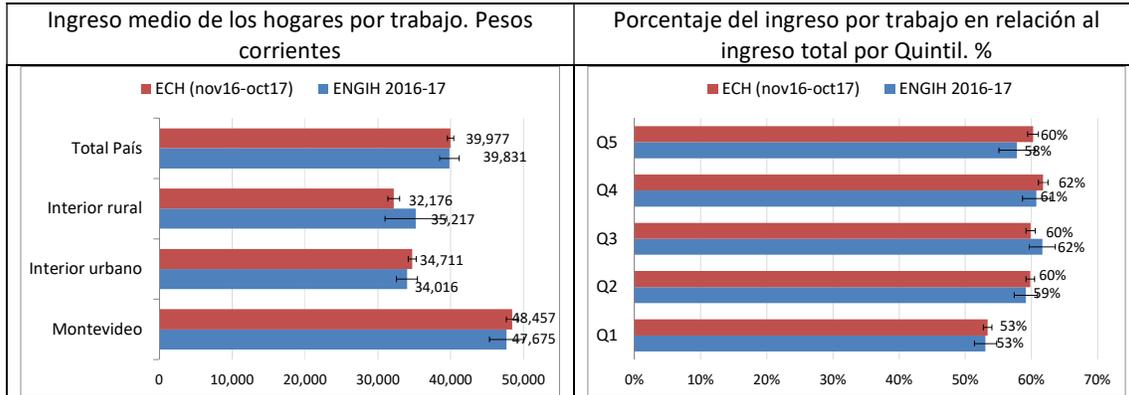
En el Gráfico 5.10, que presenta la participación de cada uno de los deciles de hogares en el ingreso total, se observa que la ENGIH prácticamente reproduce la distribución del ingreso de los hogares de la ECH. El Gini calculado para los hogares en base al ingreso per cápita es 0.371 en la ENGIH y 0.374 en la ECH, mientras que el ratio Decil 10/ Decil 1 es respectivamente 10.4 y 10.3.

La consistencia entre la ENGIH y la ECH es producto de que ambas encuestas aplican el mismo instrumento para la medición de los ingresos. Cabe esperar que lo que sabemos sobre la capacidad de captación de los ingresos de la ECH, también se aplica a la ENGIH. Esto es una alta captación de los ingresos salariales y de jubilaciones y pensiones y una baja captación de los ingresos muy altos y de los provenientes del capital. Este diagnóstico sobre de la capacidad de captación de la ECH ha sido señalado en diversos trabajos desde la década de los noventa (véase por ejemplo Grosskoff, 1992; Mendive y Fuentes, 1997; Székely y Hilgert, 1999, Amarante, Arim y Salas, 2007; Burdín, Esponda y Vigorito, 2014<sup>26</sup>). Es posible que el menor tamaño de muestra de la ENGIH acentúe el problema de captación de los ingresos del capital.

---

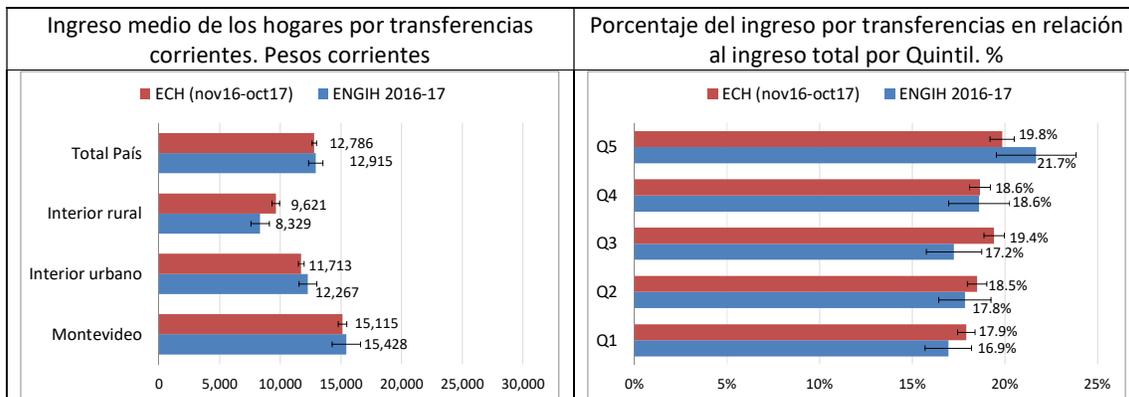
<sup>26</sup> En este último trabajo, que analiza la desigualdad con foco en la participación de los sectores de mayores ingresos relativos, se advierte que si bien la captación de los ingresos altos en la ECH es razonable, en los tramos muy altos de la distribución las brechas de ingresos entre la ECH y los registros tributarios tiende a acrecentarse entre 2009 y 2011.

**Gráfico 5.6. Ingresos medio de los hogares derivado del trabajo por región (\$) y peso de este ingreso en el ingreso total por Quintil (%): ENGIH vs ECH**



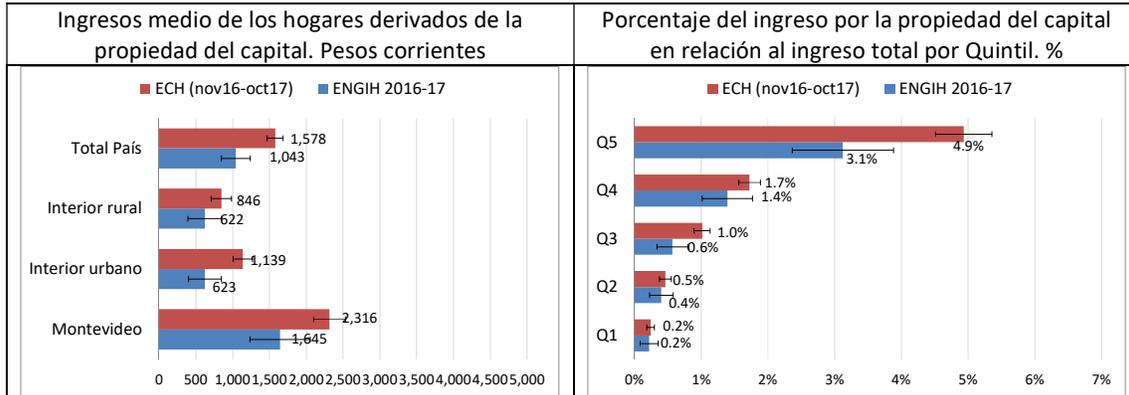
Notas: Interior urbano corresponde las ciudades de 5 mil y más habitantes del Interior e Interior rural a las ciudades menores a 5 habitantes y zonas rurales dispersas. El ingreso total es la definición del INE correspondiente a la variable ht11. Las barras de error indican los intervalos de confianza al 95%. Fuente: elaboración en base a ENGIH 2016-2017 y ECH (nov. 2016-oct. 2017)

**Gráfico 5.7. Ingresos de los hogares por transferencias monetarias corrientes por región (\$) y peso de este ingreso en el ingreso total por Quintil (%): ENGIH vs ECH**



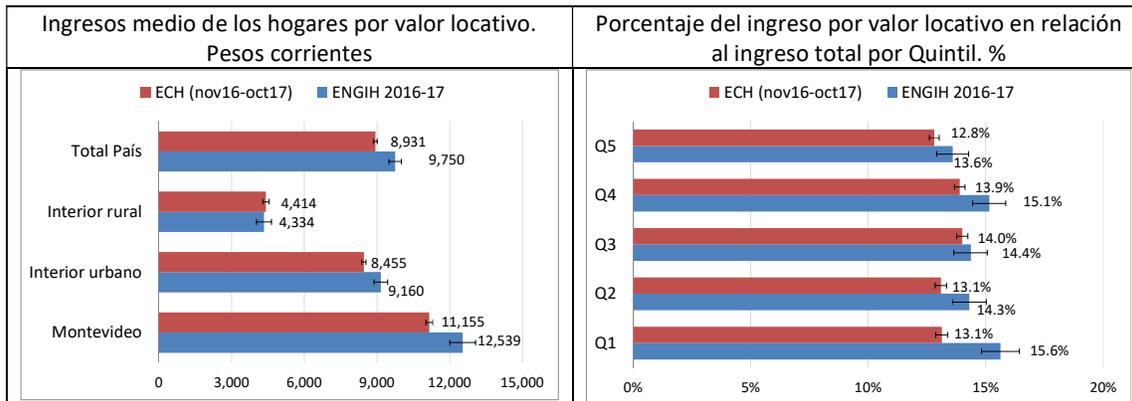
Notas: Interior urbano corresponde las ciudades de 5 mil y más habitantes del Interior e Interior rural a las ciudades menores a 5 habitantes y zonas rurales dispersas. Las transferencias monetarias corrientes incluyen las jubilaciones y pensiones, seguro de desempleo, pensión alimenticia o por divorcio, becas, asignaciones familiares, hogar constituido y transferencias recibidas de otros hogares. El ingreso total es la definición del INE correspondiente a la variable ht11. Las barras de error indican los intervalos de confianza al 95%. Fuente: elaboración en base a ENGIH 2016-2017 y ECH (nov. 2016-oct. 2017)

**Gráfico 5.8. Ingresos del capital por región (\$) y peso de este ingreso en el ingreso total por Quintil (%): ENGIH vs ECH**



Notas: Interior urbano corresponde las ciudades de 5 mil y más habitantes del Interior e Interior rural a las ciudades menores a 5 habitantes y zonas rurales dispersas. Los ingresos por la propiedad del capital incluye los ingresos por arrendamientos, intereses y utilidades y dividendos del formulario de hogares (las utilidades percibidas por los trabajadores independientes y patronos del formulario de personas se incluyen dentro de los ingresos por trabajo). El ingreso total es la definición del INE correspondiente a la variable ht11. Las barras de error indican los intervalos de confianza al 95%. Fuente: elaboración en base a ENGIH 2016-2017 y ECH (nov. 2016-oct. 2017)

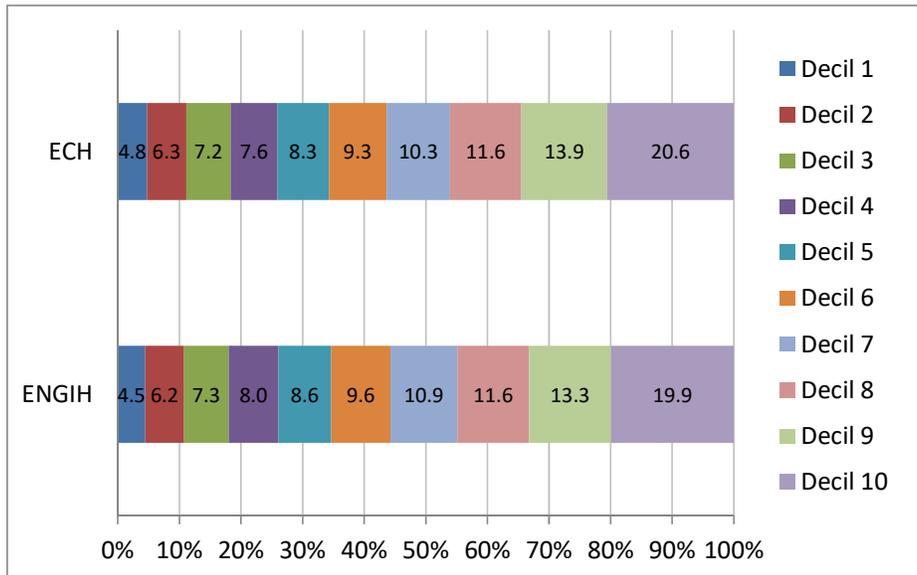
**Gráfico 5.9. Ingresos por valor locativo por región (\$) y peso de este ingreso en el ingreso total por Quintil (%): ENGIH vs ECH**



Notas: Interior urbano corresponde las ciudades de 5 mil y más habitantes del Interior e Interior rural a las ciudades menores a 5 habitantes y zonas rurales dispersas. El ingreso total es la definición del INE correspondiente a la variable ht11. Las barras de error indican los intervalos de confianza al 95%. Fuente: elaboración en base a ENGIH 2016-2017 y ECH (nov. 2016-oct. 2017)

**Gráfico 5.10. Participación de cada Decil de hogares en el ingreso total (%)**

**ENGIH vs ECH**



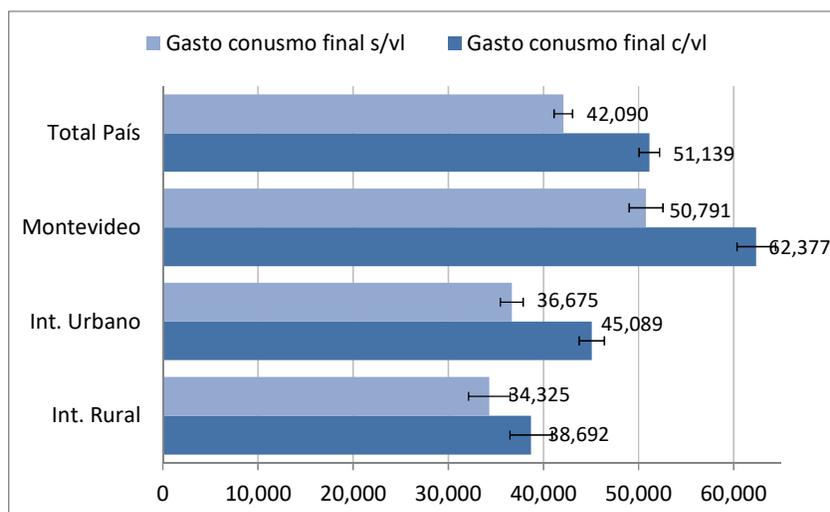
Fuente: elaboración en base a ENGIH 2016-2017 y ECH (nov. 2016-oct. 2017)

## 5.2. El gasto de consumo de los hogares

Veamos en primer lugar algunas medidas del consumo de los hogares. El siguiente gráfico se presenta la estimación del gasto de consumo final con y sin valor locativo (sin imputación de cuotas mutuales) en pesos corrientes en los dominios geográficos de la Encuesta. Se aprecia una importante diferencia entre las grandes regiones. En Montevideo el gasto de consumo final sin valor locativo es aproximadamente un 20% mayor al promedio nacional, en las ciudades más grandes del interior es un 12% menor, y en las áreas rurales y localidades más pequeñas es un 20% menor al promedio nacional.

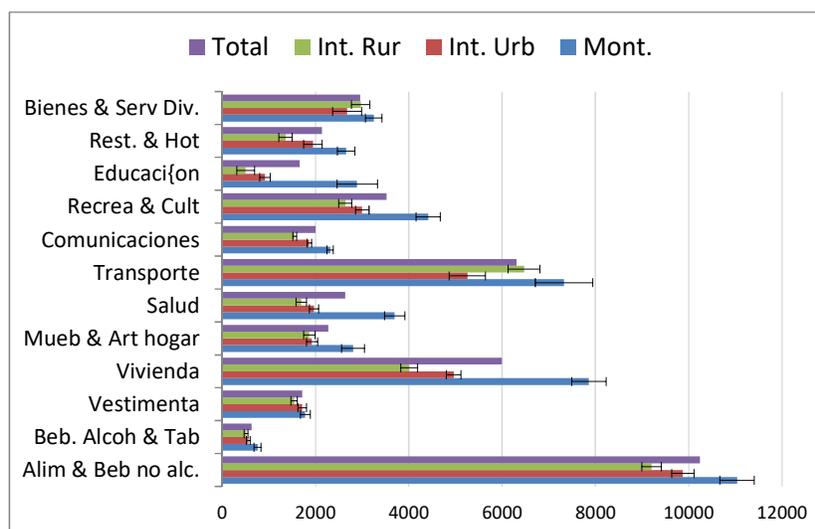
El Gráfico 5.12 presenta el valor del gasto medio en los grandes rubros por región. Como regla general en todos los rubros, el gasto de consumo es mayor en Montevideo, en segundo lugar en el Interior urbano y por último en el Interior rural. En el rubro transporte, si bien los hogares de Montevideo son los que realizan el mayor gasto medio, se destaca el mayor gasto relativo de los hogares del Interior rural respecto a los del Interior urbano.

**Gráfico 5.11. Gasto medio mensual de consumo final de los hogares (con y sin valor locativo) por región. En pesos corrientes**



Nota: El gasto no incluye la imputación por cuota mutual.  
Fuente: elaboración en base a ENGIH 2016-2017

**Gráfico 5.12. Gasto medio de consumo final de los hogares sin valor locativo por rubro de gasto (división CCIF 2016). En pesos mensuales corrientes**



Nota: El gasto no incluye la imputación por cuota mutual.  
Fuente: elaboración en base a ENGIH 2016-2017

A continuación se analiza la confiabilidad de las estimaciones de gasto de la Encuesta utilizando datos provenientes de diversas fuentes.

En primer lugar se considera el gasto declarado por los hogares en los servicios públicos de agua, electricidad, telefonía y banda ancha, y se lo compara con información sobre facturación residencial de los organismos públicos

correspondientes. El Cuadro 5.1 muestra que el gasto total estimado con la Encuesta prácticamente equipara la facturación a los hogares. La ENGIH tiene una muy buena captación del gasto en estos servicios.

**Cuadro 5.1. Porcentaje de captación del consumo de servicios públicos**

	Unid. de medida	Gasto ENGIH 2016 -2017 (*)	Facturación residencial (OSE, UTE, ANTEL)	Captación (%)
Agua Corriente (OSE)	Pesos mill. corr	6,792	6,944	<b>98</b>
Electricidad (UTE)	Pesos mill. corr	29,974	29,410	<b>102</b>
Número de usuarios UTE	Unidad	1,191,468	1,321,549	<b>90</b>
Teléf. fijo e internet residencial	Pesos mill. corr	12,696	12,126	<b>105</b>
Número de líneas telefónicas	Unidad	834,608	913,958	<b>91</b>

Notas: (\*) el criterio de registro de estos servicios fue en base a lo pagado y no en base a lo adquirido que fue el criterio general para los restantes bienes y servicios. Fuente: estimación en base a ENGIH 2016-2017, OSE, UTE, ANTEL

En segundo lugar, para una selección de productos, se presenta una comparación de las cantidades físicas consumidas con cantidades producidas. El marco conceptual que guía esta comparación lo aporta el cuadro de oferta y utilización del SCN. En el mismo se registra la forma en que la producción nacional y las importaciones proporcionan los bienes y servicios disponibles para su distribución entre los usos intermedios o finales. Dentro de la utilización final se encuentra el consumo final de los hogares y las Instituciones Privadas sin Fines de Lucro que sirven a los Hogares (IPSFLH), el consumo final del Gobierno general, la formación bruta de capital fijo y la variación de existencias. La compilación de estos flujos para tipos específicos de bienes y servicios recibe el nombre de método de la corriente de bienes. El objetivo final es tener una estimación de la producción física con destino el consumo final de los hogares para luego ser comparada con la estimación de la Encuesta. Dependiendo del producto, este objetivo no siempre es posible con la información disponible.

Los resultados que se presentan a continuación parten de información de producción en unidades físicas con destino al mercado interno derivadas de la Encuesta Industrial Mensual del INE, el Anuario Estadístico de la DIEA del MGAP e información del Comercio Exterior. Con esta información fue posible estimar la oferta del producto con destino al mercado interno. Esta fue la primera magnitud de comparación, es decir se comparó la cantidad adquirida por los hogares con la oferta con destino al mercado interno que es una estimación de la utilización total menos las exportaciones (esta

magnitud, además del consumo de los hogares, incluye el consumo intermedio, el consumo final del gobierno y formación bruta de capital y variación de existencias).

Para algunos productos se realizó una estimación de la utilización final (total o de los hogares e IPSFLH). En principio, la oferta con destino al consumo final se puede estimar a partir de un coeficiente derivado del Cuadro de Oferta y Utilización (COU) elaborado por el BCU (el último disponible corresponde al año 2013). El principal problema en el uso de la COU es el hecho de que su desagregación por productos no es equivalente a la desagregación por productos de la CCIF, de modo que un producto de la COU es una agrupación de bienes de la CCIF. Es muy probable que el peso del consumo intermedio y el consumo final sea muy distinto entre los distintos bienes que están comprendidos en un mismo producto de la COU. Esto último impide utilizar la información de la COU para obtener la oferta con destino al consumo de los hogares en la mayoría de los productos analizados. Como alternativa, para algunos productos, se utilizó información de la Encuesta de Actividad Económica para estimar el porcentaje de la producción destinada a la utilización intermedia (para luego ser aplicado a la oferta en unidades físicas). En definitiva, para algunos productos se presenta la comparación de la cantidad adquirida por los hogares con la estimación de la oferta con destino al consumo final o con destino al consumo final de los hogares e IPSFL.<sup>27</sup>

Por último, para los productos seleccionados se compararon las cantidades físicas adquiridas en la ENGIH 2016-2017 y en la ENGIH 2005-2006.

En el cuadro 5.2 se presentan los resultados para 17 productos. La relación entre las cantidades físicas adquiridas según la ENGIH y la utilización interna es alta para la mayoría de los productos. La relación más pequeña se observa en harina, carne porcina, azúcar y bebidas alcohólicas (cerveza y vino). En algunos de estos productos, sin embargo, la relación respecto a la utilización interna final (i.e. una vez deducida la utilización intermedia) aumenta sensiblemente. Este es el caso de los productos harina de trigo y azúcar donde una parte importante de la producción tiene como destino la industria. Esto posiblemente también suceda en la carne porcina (aunque no se tienen

---

<sup>27</sup> Otras elemento a tener presente es que la aproximación a la utilización final desde la información de la oferta incluye el gasto que realizan internamente los no residentes que no se mide en la Encuesta.

estimaciones del consumo final). En el caso de las bebidas alcohólicas, si bien la utilización interna incluye el consumo de los restaurantes y hoteles que no forma parte del consumo final de los hogares en estos bienes, suelen ser los productos con mayores problemas de subregistro en las encuestas de hogares (al igual que el tabaco).

La captación de la Encuesta es alta en los productos papas, leche, carne bovina, aceite, arroz, café, yerba y refrescos. En huevos, pollo y cítricos la relación de las cantidades adquiridas por los hogares y la utilización interna es entre 55-65%, posiblemente debido a que una parte importante de la producción de estos productos tiene como destino el consumo intermedio de la industria de alimentos y bebidas.

Al comparar la ENGIH 2016-2017 con la ENGIH 2005-2006 se constata un crecimiento de las cantidades físicas adquiridas en 15 de los 17 productos (última columna del Cuadro 5.2). Naturalmente, esta diferencia puede explicarse tanto por un crecimiento real de los consumos de estos bienes como por una mejor captación de los consumos en la última Encuesta. Los únicos productos en los que se reduce la cantidad total adquirida son papas y vinos. En el caso de la papa, el resultado es coherente con cambio en las pautas de consumo en cuanto a la sustitución de consumo de papa fresca por productos procesados (congelados o deshidratados).

Las comparaciones anteriores muestran, en términos generales, la coherencia de los resultados de la ENGIH con otras fuentes y el nivel razonable de captación de los consumos. En este tipo de ejercicios, además de tener en cuenta las limitaciones de las estimaciones basadas en información de oferta, también hay que tener presente que las encuestas a hogares no comprenden a los hogares colectivos, tienen dificultades para captar ciertos consumos (bebidas alcohólicas, tabaco y estupefacientes), y adolecen de subdeclaración por distintas razones (imposibilidad de llegar a todos los miembros del hogar, problemas de recordación de gastos infrecuentes, etc).

**Cuadro 5.2. Relación entre cantidades de la ENGIH 2016-2017 y la Utilización Interna y Final en base a información de oferta**

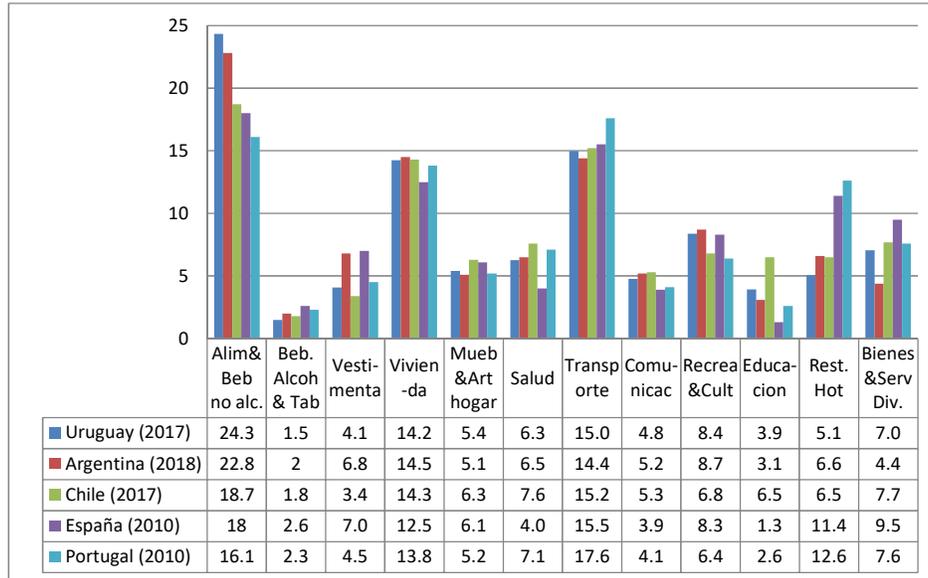
	ENGIH/Utilización interna (%)	ENGIH/Utilización interna final (%) (*)	Relación ENGIH-2016/ENGIH-2006
Papas (tons)	87	101	0.81
Cítricos (tons)	55	-	1.52
Bananas (kilos)	83	-	1.32
Huevos (unid)	63	-	1.32
Leche (litros) (**)		102	1.13
Pollos (tons)	65	-	1.26
Carne bovina (kilos)	91	-	1.29
Carne porcina (tons)	16	-	2.33
Harina de trigo (kilos)	13	51	1.13
Azúcar (kilos)	25	43	0.77
Cerveza (litros)	22	-	2.06
Vino (litros)	25	-	0.78
Aceite (litros)	74	111	1.39
Arroz (kilos)	92	-	1.22
Café (kilos)	81	-	1.49
Yerba (kilos)	77	-	1.08
Refrescos y agua (litros)	103	-	1.87

(\*) En Papas y Harina la utilización final es una estimación del gasto de consumo final de los hogares e IPSFLH. En el resto es la utilización total salvo exportaciones.

(\*\*) La información de la oferta de Leche excluye el destino a la industria (i.e. producción con destino al mercado interno para consumo final + importaciones)

En el siguiente grafico se reporta la estructura del gasto de consumo comparada con otros países (Argentina, Chile, España y Portugal). La estructura resultante de la ENGIH es coherente con la estimada en encuestas similares de la región y europa. En Uruguay y Argentina se observa un mayor peso del rubro alimentos y bebidas no alcohólicas en relación a Chile, España y Portugal. En España y Portugal cabe la misma apreciación en el rubro restaurantes y hoteles y, en el caso de Chile, se observa un mayor peso de educación y salud en relación a los otros países.

**Gráfico 5.11 Estructura del gasto de Consumo final de los hogares de Uruguay, Argentina, Chile, España y Portugal.**



Nota: Los gastos no incluyen valor locativo ni imputación de cuota mutual. Fuentes: ENGIH 2016-2018, VII EPF 2016-17 Chile, ENGHO 2017-18 Argentina.

El último análisis de consistencia de la estimación del gasto de la ENGIH se realiza con Cuentas Nacionales. La información de Cuentas Nacionales del año 2017 que se utiliza corresponde a una estimación del vector de gasto de consumo final de los hogares e IPSFLH por producto realizada por el BCU para presente trabajo (desde 2013 sólo se publica el gasto de consumo final total de los hogares e IPSFLH). También se utilizó el vector de gasto del año 2006 a los efectos de comparar los resultados con la ENGIH anterior.

Esta información de CN corresponde al año base 2005. Actualmente el BCU está trabajando en el cambio del año de referencia al año 2012 y por lo tanto próximamente se dispondrá de información más consistente a los efectos de la comparación que aquí se presenta.

Una importante dificultad en la comparación de la ENGIH con la información disponible de CN es la distinta clasificación de productos. La tarea de asignar los productos de la clasificación BCU a las divisiones de la CCIF, por ejemplo, está sujeta a errores.

Finalmente, una última advertencia sobre los resultados que se presentan a continuación, es que desde el punto de vista empírico, la discrepancia entre las estimaciones de las CN y la ENGIH se debe tanto a diferencias conceptuales como los errores de medida de ambas fuentes (Deaton, 2005).

La estructura del gasto de consumo final es consistente entre ambas fuentes. La principal discrepancia se observa en el rubro vivienda, al que la ENGIH le asigna un mayor peso relativo. Parte de esta discrepancia puede estar explicada en la sobreestimación del alquiler imputado a los hogares no arrendatarios de la vivienda. Por otra parte, la ENGIH muestra una menor participación relativa de restaurantes y hoteles y del rubro bienes y servicios diversos. Estas observaciones también son válidas en la comparación de CN con la ENGIH 2006-2007.

Si se observa la relación entre los montos de la ENGIH y CN se constata, en primer lugar, una relación cercana a uno en el caso de los suministros de agua y electricidad. La correcta captación del consumo en los servicios públicos en la ENGIH ya había sido constatada previamente al compararla con información de facturación de los organismos públicos. En general en los restantes rubros se observan ratios razonables entre las estimaciones de la ENGIH 2016-2017 y CN. Por ejemplo, es igual al 67% en alimentos y bebidas no alcohólicas y 72% en transporte. Los rubros donde se observa una baja captación aparente de la Encuesta son restaurantes y hoteles y bebidas alcohólicas y tabaco.

Finalmente el total del gasto de consumo final de la ENGIH representa el 67% del estimado en CN, un porcentaje ligeramente superior al que se deriva de la ENGIH de 2006-2007. La magnitud absoluta de esta discrepancia se encuentra dentro de los rangos de observados históricamente en otros países.

## 6. Análisis del Valor Locativo

El ingreso es la medida habitual para representar la capacidad de consumo de bienes y servicios de los hogares. Dado el estrecho vínculo entre este y el bienestar material, la insuficiencia de ingresos es uno de los principales indicadores de la situación de pobreza.

El concepto de ingreso que se recomienda medir en las encuestas comprende las partidas monetarias y en especie recibidas regularmente (a intervalos anuales o más frecuentes) por los hogares y sus integrantes<sup>28</sup>.

Según el SCN 2008, el ingreso del hogar es el resultado de la distribución primaria entre los factores de producción (trabajo y activos) y la distribución secundaria producto de las transferencias y subsidios. Dentro de los ingresos primarios se encuentran los ingresos derivados del proceso de producción y los derivados de la propiedad de los activos. Los ingresos derivados del proceso de producción comprenden la retribución del trabajo asalariado y por cuenta propia y los ingresos imputados por la producción de servicios para consumo propio. Dentro de los ingresos imputados por la producción de servicios para consumo propio se incluye el Valor Locativo, que es el ingreso de los servicios de vivienda cuando el hogar que la ocupa es propietario de la misma o la ocupa sin pagar un alquiler<sup>29</sup>. La inclusión de este componente se justifica por la necesidad de hacer comparable el bienestar de los hogares propietarios y el de los hogares arrendatarios de la vivienda que habitan.

La práctica habitual para recoger el valor locativo en las encuestas de hogares, es la valoración que hace el informante del hogar sobre el monto del alquiler que debería pagar si arrendara la vivienda<sup>30</sup>.

---

<sup>28</sup> Criterio adoptado en el marco de la XVII Conferencia Internacional de Estadísticos del Trabajo y en el manual del Grupo de Canberra y Sistema de Cuentas Nacionales de 2008.

<sup>29</sup> También están comprendidos los servicios prestados por los bienes de consumo durables y los servicios de cuidados dentro del hogar. Sin embargo, dadas las dificultades para su medición, estos no se incluyen dentro del ingreso en el marco del SCN 2008.

<sup>30</sup> De acuerdo al SCN 2008 la valoración debería ser neta de los gastos de mantenimiento, contribuciones, impuestos e intereses que se pagan por la propiedad. Sin embargo, dada la falta de información sobre estos gastos en las encuestas de hogares, la definición operativa del valor locativo considera el alquiler imputado bruto.

Este componente representa el 17% del ingreso corriente y el 23% del gasto en consumo final de los hogares no arrendatarios (propietarios u ocupantes) según la ENGIH 2016-2017. El alquiler imputado afecta al el 82% de los hogares de la ENGIH, 55% son propietarios y 27% son ocupantes (la mayoría de estos ocupantes con permiso del propietario).

Por su importancia cuantitativa y su naturaleza no monetaria, el valor locativo suele ser motivo de consideraciones en las discusiones sobre la medición de la pobreza. En CEPAL (2018) se menciona el posible sesgo en la medición de la pobreza que puede causar su inclusión dentro del ingreso, en tanto exista una excesiva discrepancia entre el mismo y el costo implícito de la vivienda en la canasta básica. La pobreza entre los hogares propietarios estará subestimada si el valor locativo supera el costo de la vivienda implícito en la línea de pobreza, ya que por tratarse de un ingreso en especie, el mismo no puede ser usado por el hogar para adquirir otros bienes o servicios. Para atenuar este problema, en CEPAL (2018) se aplica una cota máxima al alquiler imputado a los hogares propietarios (el valor locativo no puede superar el ingreso restante).

Más allá de la cuestión anterior, causada por la naturaleza no monetaria del valor locativo, su medición merece una consideración especial. La estimación del alquiler que realiza el informante del hogar, presupone una mínima información del mercado de alquileres de viviendas similares. Pero precisamente por su condición de no arrendatarios, es posible que estos hogares carezcan del conocimiento de dicho mercado. La sospecha es que, en promedio, el alquiler estimado por estos hogares está sobreestimado y consecuentemente el ingreso y el consumo también lo estarán.

Dada la importancia del valor locativo, tanto desde el punto de vista del ingreso como del consumo final de los hogares, en esta sección se presenta evidencia de su posible sesgo en la ENGIH 2016-2017. Para esto en primer lugar se analiza la consistencia con una fuente externa y, en segundo lugar, se analiza la consistencia interna de la ENGIH.

## 6.1. Consistencia con una fuente externa

El primer análisis de consistencia de los alquileres declarados en la ENGIH se basa en su comparación con los precios de mercado. La información sobre estos últimos surge de los informes de la Actividad Inmobiliaria y el Mercado de Alquileres que publica el INE. Estos informes tienen como fuente los registros administrativos sobre vivienda del Servicio de Garantía de Alquileres (SGA) de la Contaduría General de la Nación del Ministerio de Economía y Finanzas y los registros administrativos de garantía de alquiler de la Asociación Nacional de Afiliados (ANDA). En los informes se señala que, según información de la ECH de 2014, ambas garantías cubren el 34% de los contratos de arrendamiento de casa habitación del total del mercado de alquileres.<sup>31</sup>

Para el presente análisis se tomaron los precios promedio por departamento (que incluye Montevideo, Canelones, Colonia, Florida, Maldonado, Paysandú, Salto y San José) y también se trabajó con el menor nivel de agregación geográfica que permite esta fuente, que son los barrios de Montevideo y siete zonas del departamento de Canelones<sup>32</sup>. De los boletines técnicos se tomaron los valores promedio de los contratos de alquiler vigentes a noviembre de 2016 y a octubre de 2017. Como indicador de los precios de mercado en el período de referencia de la ENGIH se computó, para cada zona geográfica, el promedio de ambos precios.

A partir de los microdatos de la ENGIH se estimaron los valores promedios por departamento y regiones (barrios de Montevideo, localidades de Canelones) de los alquileres declarados por los inquilinos y los propietarios u ocupantes. En el caso de los inquilinos la declaración refiere a los alquileres que efectivamente pagan por la

---

<sup>31</sup> El SGA otorga garantías para los contratos de arrendamiento de casa habitación y pueden hacer uso de la misma funcionarios públicos con más de un año de antigüedad, jubilados y pensionistas, empleados u obreros permanentes de personas públicas no estatales, con más de tres años de antigüedad, empleados u obreros permanentes de empleadores privados inscriptos en el Registro del Servicio de Garantía de Alquileres, con más de tres años de antigüedad. En el caso del servicio garantía de ANDA, puede acceder al mismo cualquier trabajador con un empleo formal con algunos requerimientos mínimos de antigüedad laboral y estando afiliado a la institución.

<sup>32</sup> Las zonas de Canelones son: Ciudad de la Costa, Las Piedras, La Paz, Pando, Ciudad de Canelones, Santa Lucía y Salinas.

vivienda que habitan, mientras que los propietarios y ocupantes declaran el alquiler que pagarían por el arrendamiento de una vivienda similar a la que habitan<sup>33</sup>.

La simple comparación de estas dos fuentes merece algunas consideraciones. En primer lugar, los precios de los alquileres de la fuente SGA y ANDA no necesariamente representan el promedio del mercado. Están basados en registros administrativos de dos servicios de garantía que representan un tercio de los contratos de arrendamientos. Es posible que los titulares de estos contratos tengan características diferentes al promedio de los arrendatarios. Si esto sucede, los inmuebles, cuyos precios se representan en el índice, no reflejarían el promedio del mercado.

Un segundo lugar, aun cuando los precios de las fuentes SGA y ANDA sean representativos del mercado de alquileres, esto no garantiza que sean representativos de los alquileres que teóricamente se pagarían por las viviendas ocupadas por los propietarios. La información de la ENGIH muestra que, en promedio, las viviendas ocupadas por los propietarios tienen características diferentes a las ocupadas por inquilinos (por ejemplo, tienen una mayor superficie de construcción). Por lo tanto, la simple comparación del promedio del alquiler imputado a los propietarios con el promedio de los alquileres de mercado, podría no ser informativa (de hecho cabría esperar que el primero sea mayor al segundo en ausencia de sesgo). En el caso de las viviendas de los ocupantes, es decir los hogares que no siendo propietarios no pagan alquiler, también se diferencian de las viviendas arrendadas. Dentro de este grupo están los ocupantes con permiso del propietario, cuyas viviendas no se diferencian demasiado de las viviendas de los inquilinos, y los ocupantes sin permiso. Estos últimos sí tiene características particulares (en general son hogares de bajos ingresos), representan un pequeña porcentaje de los hogares (7%) y muy probablemente sus viviendas estén subrepresentadas en el indicador de los precios del mercado.

En tercer lugar, los promedios de los alquileres declarados en la ENGIH a nivel barrio en Montevideo o departamentos del interior son muy imprecisos ya que se calculan sobre muestras muy pequeñas. Dado este problema, en paralelo a los resultados de la

---

<sup>33</sup> Se excluyen del análisis los hogares que viven en las zonas rurales dispersas. En estos no se computa el valor locativo por la dificultad para estimar el alquiler de las viviendas separadamente de los predios rurales.

ENGIH se presentan los resultados del mismo análisis para la ECH correspondiente al período de noviembre de 2016 a octubre 2017. Cabe señalar que el tamaño de muestra de la ECH es 6 veces el de la ENGIH y que ambas encuestas son muy similares en su cobertura y en la forma de relevamiento de las variables asociadas a la vivienda y a los ingresos de los hogares.

Teniendo en cuenta estas limitaciones, el panel de la izquierda del Gráfico 6.1 muestra el diagrama de dispersión entre los alquileres promedio declarados en la ENGIH y los precios de mercado. Por otra parte, en el panel de la derecha se muestra el alquiler promedio declarado en la ECH y los precios de mercado. Cada uno de estos puntos corresponde a los barrios de Montevideo, a siete localidades de Canelones y a seis departamentos del Interior<sup>34</sup>. Se presentan con diferente color los alquileres promedio declarados por los inquilinos (azul) y los alquileres imputados a propietarios y ocupantes (rojo). Las líneas continuas son las rectas de regresión de cada nube de puntos, mientras que la línea punteada indica la relación 1 a 1 entre los alquileres declarados en la ENGIH y los precios de mercado. En el Cuadro A.12 del Anexo se presentan los valores del gráfico de la izquierda con los respectivos tamaños de muestra utilizados en la ENGIH para computar los precios promedio por barrio.

En primer lugar se advierte la alta correlación entre la información de la ENGIH y los precios de mercado, el coeficiente de correlación es igual 0.89 en el caso de los inquilinos y 0.92 en el caso de los propietarios y ocupantes (en la ECH dichas correlaciones son respectivamente 0.97 y 0.93). Las rectas de regresión indican una elasticidad algo mayor a 1 debido a la mayor dispersión que muestran los datos de las encuestas respecto de los precios de mercado. Posiblemente estos últimos representan una población más homogénea. Además, hay que tener en cuenta los pequeños tamaños de muestra utilizados para el cómputo de los promedios por barrio y localidades. En definitiva existe una gran consistencia en cuanto a la dispersión geográfica de los precios entre ambas fuentes.

La segunda observación tiene que ver con el nivel de los precios. Los alquileres imputados en la ENGIH y en la ECH (puntos rojos) se encuentran sistemáticamente por

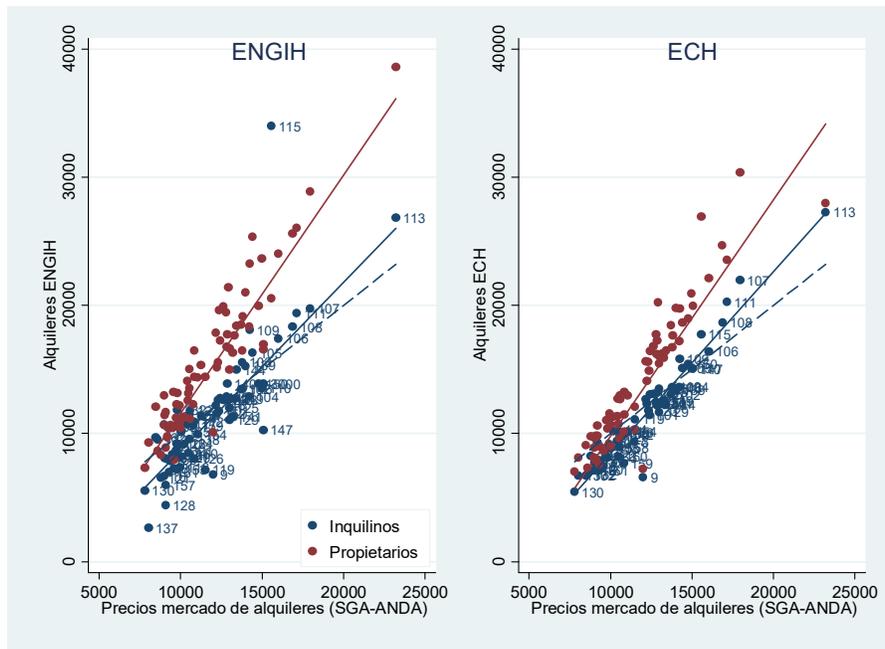
---

<sup>34</sup> En los datos de la ECH no se realiza la apertura del departamento de Canelones en las 7 regiones sino que se trabaja con el conjunto del departamento.

encima de los precios de mercado (obsérvese el desplazamiento de la recta regresión de color rojo por encima de la recta punteada en ambos paneles del Gráfico 6.1). Por lo tanto, los alquileres declarados por los propietarios y ocupantes suelen estar por encima de los precios de mercado en esas mismas zonas. Esta discrepancia no se observa en el caso de los alquileres declarados por los inquilinos, las líneas azul y punteada se cruzan aproximadamente en el valor medio de los precios de mercado.

**Gráfico 6.1. Alquileres declarados en la ENGIH vs precios de mercado**

Barrios de Montevideo, siete zonas de Canelones y seis departamentos (Maldonado, San José, Colonia, Paysandú, Florida y Salto)



Nota: las líneas indican la recta de regresión entre los precios declarados en las encuestas y los precios de mercado. La línea punteada es la recta a 45° o de elasticidad unitaria entre los precios declarados y los precios de mercado. Fuente: ENGIH 2016-2017 y ECH (nov 2016-oct 2017) e informes de la Actividad Inmobiliaria y el Mercado de Alquileres del INE.

Para juzgar la discrepancia en los valores medios, veamos una comparación a nivel más agregado, concretamente a nivel de departamentos y en particular en Montevideo donde el mayor tamaño de muestra asegura una mayor precisión de la estimación de la ENGIH. Esto se presenta en el Cuadro 6.1 cuyas últimas cuatro columnas muestran la relación de los alquileres declarados (en la ENGIH y en la ECH) por los inquilinos y los declarados por los propietarios y ocupantes, ambos en relación a los precios promedio de mercado.

**Cuadro 6.1. Alquileres en la ENGIH vs Precios de Mercado. Promedios por departamento**

	Precios del Mercado de Alquiler (SGA-ANDA)	ENGIH: Alquileres declarados				ECH: Alquileres declarados				ENGIH/ Precios de mercado		ECH/Precios de mercado	
		Inquilinos		Propietarios/ Ocupantes (*)		Inquilinos		Propietarios/ Ocupantes (*)		Alquil	V. Loc	Alquil	V. Loc
	\$	\$ (nº hog.)	\$ (nº hog.)	\$ (nº hog.)	\$ (nº hog.)	\$ (nº hog.)	\$ (nº hog.)	\$ (nº hog.)	(b)/(a)	(c)/(a)	(d)/(a)	(e)/(a)	
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(b)/(a)	(c)/(a)	(d)/(a)	(e)/(a)	
Montevideo	12,798	13,040 (509)	17,257 (1592)	2,977 (4407)	15,924 (12239)			<b>1.02</b>	<b>1.35</b>	<b>1.01</b>	<b>1.24</b>		
Canelones	12017	9,674 (143)	11,885 (761)	9,384 (1034)	10,689 (5616)			<b>0.80</b>	<b>0.99</b>	<b>0.78</b>	<b>0.89</b>		
Colonia	9,401	7,843 (59)	10,737 (335)	7,869 (297)	9,190 (1317)			<b>0.83</b>	<b>1.14</b>	<b>0.84</b>	<b>0.98</b>		
Florida	9,577	7,314 (36)	7,980 (164)	7,428 (155)	8,750 (763)			<b>0.76</b>	<b>0.83</b>	<b>0.78</b>	<b>0.91</b>		
Maldonado	12,011	6,797 (20)	10,137 (102)	6,598 (129)	7,359 (593)			<b>0.57</b>	<b>0.84</b>	<b>0.55</b>	<b>0.61</b>		
Paysandú	9,905	9,154 (47)	12,563 (219)	9,171 (420)	11,366 (1914)			<b>0.92</b>	<b>1.27</b>	<b>0.93</b>	<b>1.15</b>		
Salto	10,003	8,216 (17)	10,763 (133)	8,950 (207)	9,466 (1190)			<b>0.82</b>	<b>1.08</b>	<b>0.89</b>	<b>0.95</b>		
San José	8,998	6,678 (30)	10,696 (139)	7,130 (232)	8,171 (1229)			<b>0.74</b>	<b>1.19</b>	<b>0.79</b>	<b>0.91</b>		
Total (**)	12,474	11,453 (861)	14,335 (3445)	11,454 (6881)	12,974 (24861)			<b>0.92</b>	<b>1.15</b>	<b>0.92</b>	<b>1.04</b>		

(\*) No incluye ocupantes sin permiso del propietario. Si se incluyen los ocupantes sin permiso la relación (c)/(a) en Montevideo se reduce a 1.29 y en el Total a 1.12, mientras que la relación (e)/(a) se reduce a 1.17 en Montevideo y a 1 en el Total.

(\*\*) El total de los precios de mercado es un promedio de los 8 departamentos ponderado por la cantidad de contratos vigentes a octubre de 2017.

Fuente: ENGIH 2016-2017 e informes de la Actividad Inmobiliaria y el Mercado de Alquileres del INE

Si atendemos al total de los ocho departamentos, observamos que los alquileres declarados por los inquilinos se encuentran un 8% por debajo de los precios de mercado tanto en la ENGIH como en la ECH, mientras los valores locativos declarados por propietarios y ocupantes superan a los del mercado en un 15% en la ENGIH y en un 4% en la ECH.

Dado los menores tamaños de muestra en los departamentos del interior, veamos lo que sucede en Montevideo. El alquiler promedio declarado por los inquilinos prácticamente reproduce el precio de mercado en ambas encuestas (es un 1-2% superior). Por otro lado, el alquiler imputado a propietarios y ocupantes en la ENGIH es un 35% superior al precio de mercado, mientras que en la ECH la discrepancia es del 24%. Cabe señalar que en esta comparación fueron excluidos los ocupantes sin permiso, que muy probablemente no se encuentren representados en el indicador de mercado (si se incluyen la discrepancia se reduce al 27% en la ENGIH y al 17% en la ECH).

La lectura que puede hacerse del resultado observado en Montevideo es que en la ENGIH la declaración de los inquilinos no evidencia sesgo. Respecto a los propietarios y ocupantes, es decir el valor locativo, la discrepancia con los precios de mercado parece indicar la existencia de un sesgo, aunque la magnitud de dicho sesgo posiblemente sea inferior al 35% como veremos a continuación. La razón es que, aun cuando el valor locativo no tuviera sesgo, como las viviendas habitadas por los propietarios tiene un valor de mercado superior a la media de las viviendas arrendadas, se observaría una discrepancia a favor de las primeras.

Este resultado es importante por lo siguiente. Si los alquileres declarados por los inquilinos en la ENGIH y en la ECH son similares a los precios de mercado (esto se observa claramente en Montevideo), un análisis de consistencia al interior de las encuestas entre dichos alquileres y el valor locativo, condicional a las características de las viviendas, puede dar una idea de la magnitud del sesgo del valor locativo. Esto es lo que se analiza en el próximo apartado.

## 6.2. Consistencia interna

A continuación comparamos los alquileres declarados por los inquilinos con el valor locativo al interior de la ENGIH. Asumiendo que los alquileres declarados por los hogares arrendatarios representan razonablemente los precios del mercado, el objetivo es compararlos con viviendas similares ocupadas por no arrendatarios y de ese modo evaluar el sesgo alquiler imputado. Esta comparación se realiza mediante un modelo de regresión lineal.

Según los datos de la ENGIH la mayoría de los hogares son propietarios (54%) u ocupantes (27%) y sólo el 18% son inquilinos de la vivienda que habitan (ver Cuadro 6.2).

**Cuadro 6.2. Distribución de los hogares según régimen de tenencia de la vivienda. ENGIH 2016-2017**

	Nro de Hogares	%
Propietario	667,047	54
Inquilino	220,445	18
Ocupante con permiso	245,569	20
Ocupante sin permiso	82,383	7
Otro	25,531	2
Total	1,240,975	100

Fuente: ENGIH 2016-2017

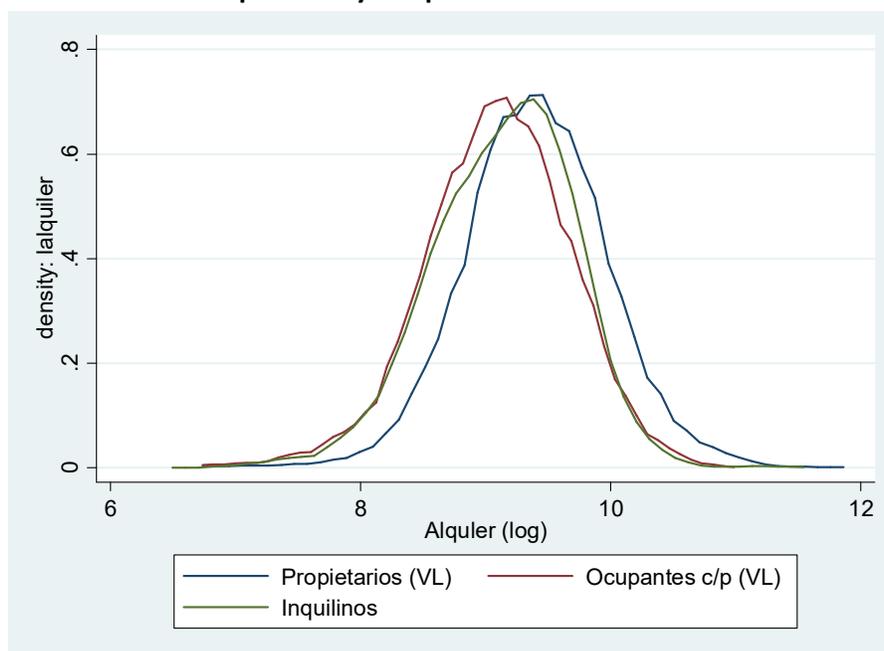
Los alquileres promedio declarados por estos grupos de hogares se muestran en el Cuadro 6.3 y la distribución en el Gráfico 6.2. La distribución del alquiler declarado por los propietarios se encuentra desplazada a la derecha respecto a los alquileres efectivos y en promedio estos hogares declaran un precio 32% más alto que los inquilinos. En Montevideo esta brecha es del 44%. Sin embargo, el alquiler que reportan los hogares ocupantes (con y sin permiso de los propietarios), no muestra una gran diferencia con el promedio de los inquilinos.

**Cuadro 6.3. Valores promedio de los alquileres declarados en la ENGIH por régimen de tenencia de la vivienda y región**

	Total País	Montevideo	Interior
<i>Alquiler en \$ corrientes</i>			
<b>Inquilino</b>	<b>10,735</b>	<b>13,040</b>	<b>8,075</b>
<b>Propietario</b>	<b>14,152</b>	<b>18,827</b>	<b>11,153</b>
Ocupante c/permiso	10,311	13,096	8,420
Ocupante s/permiso	10,255	11,002	9,025
Total	12,484	15,680	10,008
<i>Alquiler en relación a los inquilinos</i>			
<b>Inquilino</b>	<b>1.00</b>	<b>1.00</b>	<b>1.00</b>
<b>Propietario</b>	<b>1.32</b>	<b>1.44</b>	<b>1.38</b>
Ocupante c/permiso	<b>0.96</b>	<b>1.00</b>	<b>1.04</b>
Ocupante s/permiso	<b>0.96</b>	<b>0.84</b>	<b>1.12</b>

Fuente: ENGIH 2016-2017

**Gráfico 6.2. Densidad Kernel de los alquileres declarados (en logaritmos): Inquilinos vs Propietarios y Ocupantes. ENGIH 2016-2017**

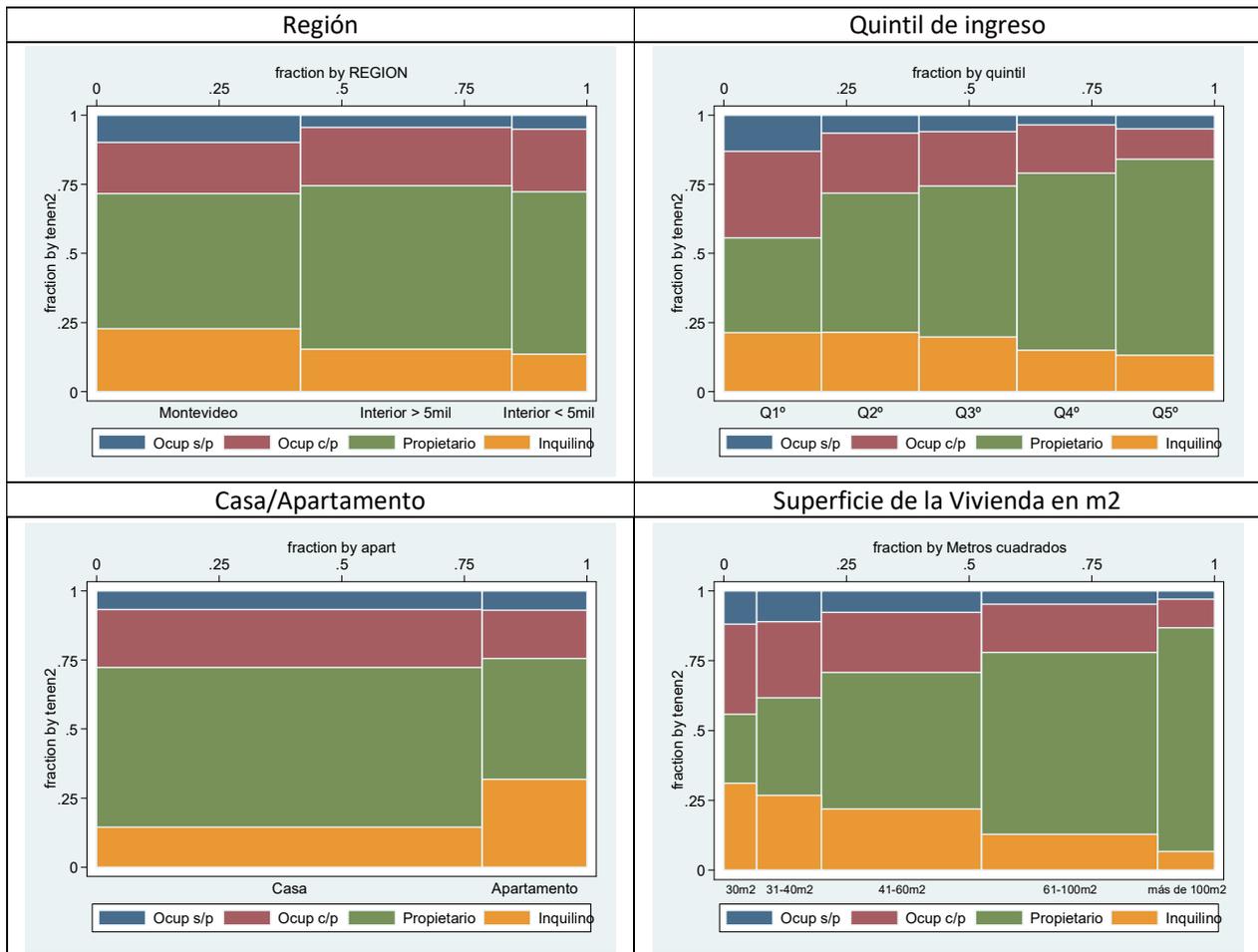


Fuente: estimaciones en base a ENGIH 2016-2017

Esta comparación de medias y distribuciones oculta un importante efecto de composición o sesgo de selección. Ni es tan grande la sobreestimación que hacen los propietarios ni es despreciable la que hacen los ocupantes. Determinados atributos de las viviendas, y características de los hogares, tienen diferente incidencia según el régimen de tenencia.

El siguiente Gráfico expone algunas de estas diferencias. En primer lugar Montevideo, en comparación con el interior, tiene un mayor porcentaje de viviendas en alquiler y de ocupantes sin permiso de los propietarios. En segundo lugar, el porcentaje de propietarios crece con el (quintil de) ingreso de los hogares y decrece el porcentaje de inquilinos y ocupantes. Por otro lado, el arrendamiento tiene una incidencia significativamente más alta en los apartamentos. Por último, cuanto mayor es la tamaño de las viviendas mayor es el porcentaje de las mismas que están ocupadas por sus propietarios y menor el porcentaje de las mismas que se encuentran arrendadas o habitadas por hogares que no son propietarios ni arrendatarios de las mismas.

**Gráfico 6.3. Distribución de los hogares según régimen de tenencia de la vivienda por región, quintil, casa/apartamento y tamaño de la vivienda**



Fuente: elaboración en base ENGIH 2016-2017

A continuación se estiman regresiones para el logaritmo del alquiler con el objetivo de cuantificar la brecha del precio declarado por arrendatarios y no arrendatarios,

condicional a un conjunto de características de las viviendas (superficie construida, materiales, etc) y de su entorno (saneamiento, localización, etc). Las ecuaciones a estimar están basadas en el enfoque de precios hedónicos (Rosen, 1974), donde el precio del inmueble está determinado por el valor de cada uno de sus atributos y los factores externos.

En base a la información de la ENGIH se consideraron las siguientes variables: (1) variable indicadora de apartamento, (2) antigüedad, (3) superficie, (3) habitaciones, (4) materiales de la pared, pisos y techos, (5) saneamiento, (6) acceso a la red general de agua, (7) problemas en la vivienda, (8) localización en asentamiento, (9) efectos fijos de barrio de Montevideo y localidad del interior.<sup>35</sup>

Además de estas variables se adicionó un set de dummies indicadoras del quintil de ingreso del hogar. Con esto se busca controlar otro tipo de características no observadas de las viviendas y su entorno más cercano. De todos modos se presentan por separado estimaciones con y sin esta variable.

Finalmente, todas las ecuaciones incluyen un set de dummies indicadoras del régimen de tenencia de la vivienda. La dummy omitida (o grupo de comparación) es la indicadora de las viviendas arrendadas y se incluyen 3 dummies indicadoras de los hogares propietarios, ocupantes con permiso y ocupantes sin permiso. La hipótesis a testear es la significación del régimen de tenencia. El valor locativo no tiene sesgo si no se diferencia de los alquileres efectivos una vez controladas las características de las viviendas. La significación estadística de los coeficientes de estas dummies sería indicativa de la existencia de un sesgo de los alquileres imputados.

A continuación se presentan los resultados de las estimaciones para el total del país y por separado para Montevideo e Interior. En cada caso se reportan tres especificaciones, la primera columna no incluye ningún control, la segunda incluye las variables mencionadas excepto el quintil de ingreso y la tercera columna es la estimación con todas las variables.

Los cuadros siguientes reportan sólo los coeficientes de interés, es decir de las dummies indicadoras del régimen de tenencia. Los coeficientes de las restantes

---

<sup>35</sup> Todas son variables categóricas representadas a través de dummies.

variables (excepto los efectos fijos de barrio y localidad) se presentan en el Cuadro A del Anexo (sólo para la estimación del total país en la ENGIH). En general, todas las variables resultan significativas y con los signos esperados. Entre las variables con mayor poder explicativo se encuentra el tamaño de la vivienda, los materiales de la construcción, la región y el quintil de ingreso del hogar. Las estimaciones con todos los regresores tienen un buen poder explicativo, con valores del  $R^2$  de 0.55 para la muestra del Interior y 0.65 para la muestra de Montevideo.

Para el conjunto del país (Cuadro 6.4) se estima un sesgo estadísticamente significativo en la declaración del alquiler tanto de los propietarios como de los ocupantes. En el caso de los propietarios la estimación puntual del sesgo es de aproximadamente 15%. Obsérvese que es prácticamente la mitad de la que surge de la estimación sin ningún control (que refleja simplemente la diferencia de medias) indicando la existencia de un sesgo de selección debido a las diferentes características entre las viviendas arrendadas y las viviendas no arrendadas. En el caso de los ocupantes, a pesar de que en promedio realizan una valoración similar a la de los inquilinos, al controlar por las diferentes características de las viviendas y los hogares, emerge un sesgo también positivo del orden del 10%<sup>36</sup>.

La estimación por separado para Montevideo e Interior no muestra grandes diferencias, la sobreestimación es ligeramente mayor en Montevideo. Los ocupantes sin permiso sobreestiman el alquiler en un 13% tanto en Montevideo como en el Interior. Los ocupantes con permiso que residen en Montevideo sobreestiman el alquiler en un 15% y los que residen en el Interior sobreestiman en 7%.<sup>37</sup>

En el Cuadro 6.7 se presentan los resultados de la estimación de una ecuación similar para los microdatos de la ECH. En este caso, sin embargo, se excluyen dos variables explicativas que son el tamaño (en tramos de metros cuadrados) y la antigüedad de la vivienda. Ambas variables no son relevadas en la ECH. A juzgar por las estimaciones de

---

<sup>36</sup> Dado que la variable dependiente está expresada en logaritmos, el sesgo en términos porcentuales es:  $1 - \exp(\beta)$ , donde  $\beta$  son los coeficientes que se reportan en los cuadros.

<sup>37</sup> Las estimaciones obtenidas son robustas a estrategias alternativas para controlar el sesgo de selección. Por ejemplo, se obtienen resultados muy similares si se estima la ecuación de precios para una submuestra de hogares emparejada en base al propensity score matching con el algoritmo del vecino más cercano.

la ENGIH, la primera de estas variables es muy importante en la ecuación de precios de la vivienda, de hecho puede observarse que el R cuadrado se reduce de 0.65 en la ENGIH a 0.58 en la ECH en la estimación para el total país.

Los resultados de la ECH son bastante coincidentes con la ENGIH en cuanto a la magnitud del sesgo que comenten los hogares propietarios al declarar el alquiler, se estima en un 14% para el promedio del país<sup>38</sup>. En el caso de los ocupantes con permiso la sobreestimación también es similar a la estimada en la ENGIH para el total país (8%). Donde sí se observan diferencias es en el caso de los hogares que son ocupantes de la vivienda pero sin permiso del propietario. Según la ECH la sobreestimación del alquiler que realizan estos hogares es del 3% en el conjunto del país, mientras que en la ENGIH dicho sesgo se estima en un 13%<sup>39</sup>. Dada la pequeña cantidad de hogares en esta situación (7%), una posible explicación es que el tamaño de muestra de la ENGIH no permita una correcta representación de esta subpoblación.

---

<sup>38</sup> Aunque no se reportan los resultados separados Montevideo e Interior, a diferencia de la ENGIH el sesgo de los propietarios es un poco mayor en el interior.

<sup>39</sup> Este resultado se mantiene si se excluyen las variables tamaño y antigüedad de la vivienda por lo que este resultado no sería atribuible a la diferente especificación de la ecuación de la ECH.

**Cuadro 6.4. Estimación del sesgo del valor locativo. Ecuación para el (log) alquiler declarado. ENGIH Total País**

	(1)	(2)	(3)
<i>tenencia de la vivienda</i>			
Inquilino	(base)	(base)	(base)
<b>Propietario</b>	<b>0.263 ***</b>	<b>0.182 ***</b>	<b>0.142 ***</b>
ocupante con permiso	-0.047 *	0.113 ***	0.099 ***
ocupante sin permiso	-0.063 *	0.147 ***	0.119 ***
Controles:			
Características de la vivienda	NO	SI	SI
Efectos fijo de barrio/localidad	NO	SI	SI
Quintil de ingreso	NO	NO	SI
Observaciones	6,331	6,331	6,331
R cuadrado	0.065	0.629	0.646
Error estándar residual	0.559	0.356	0.348

\*\*\* (\*\*) [\*] indica significación al 1% (5%) [10%]. Fuente: estimaciones en base a la ENGIH 2016-2017

**Cuadro 6.5. Estimación del sesgo del valor locativo. Ecuación para el (log) alquiler declarado. ENGIH Montevideo**

	(1)	(2)	(3)
<i>tenencia de la vivienda</i>			
Inquilino	(base)	(base)	(base)
<b>Propietario</b>	<b>0.353 ***</b>	<b>0.202 ***</b>	<b>0.155 ***</b>
ocupante con permiso	-0.010	0.166 ***	0.137 ***
ocupante sin permiso	-0.232 ***	0.163 ***	0.126 ***
Controles:			
Características de la vivienda	NO	SI	SI
Efectos fijo de barrio/localidad	NO	SI	SI
Quintil de ingreso	NO	NO	SI
Observaciones	2,352	2,352	2,352
R cuadrado	0.144	0.634	0.650
Error estándar residual	0.513	0.342	0.335

\*\*\* (\*\*) [\*] indica significación al 1% (5%) [10%]. Fuente: estimaciones en base a la ENGIH 2016-2017

**Cuadro 6.6. Estimación del sesgo del valor locativo. Ecuación para el (log) alquiler declarado. ENGIH Interior**

	(1)	(2)	(3)
<i>tenencia de la vivienda</i>			
Inquilino	(base)	(base)	(base)
<b>Propietario</b>	<b>0.323 ***</b>	<b>0.167 ***</b>	<b>0.135 ***</b>
ocupante con permiso	0.035	0.075 ***	0.072 ***
ocupante sin permiso	0.104 **	0.140 ***	0.124 ***
Controles:			
Características de la vivienda	NO	SI	SI
Efectos fijo de barrio/localidad	NO	SI	SI
Quintil de ingreso	NO	NO	SI
Observaciones	3,979	3,979	3,979
R cuadrado	0.077	0.523	0.546
Error estándar residual	0.502	0.365	0.356

\*\*\* (\*\*) [\*] indica significación al 1% (5%) [10%]. Fuente: estimaciones en base a la ENGIH 2016-2017

**Cuadro 6.7. Estimación del sesgo del valor locativo. Ecuación para el (log) alquiler declarado. ECH nov. 2017 oct. 2016 Total país**

	(1)	(2)	(3)
<i>tenencia de la vivienda</i>			
Inquilino	(base)	(base)	(base)
<b>Propietario</b>	<b>0.220 ***</b>	<b>0.174 ***</b>	<b>0.127 ***</b>
ocupante con permiso	-0.107 ***	0.092 ***	0.077 ***
ocupante sin permiso	-0.424 ***	0.038 ***	0.034 **
Controles:			
Características de la vivienda	NO	SI	SI
Efectos fijo de barrio/localidad	NO	SI	SI
Quintil de ingreso	NO	NO	SI
Observaciones	42,710	42,524	42,524
R cuadrado	0.088	0.559	0.583
Error estándar residual	0.602	0.416	0.405

\*\*\* (\*\*) [\*] indica significación al 1% (5%) [10%]. Fuente: estimaciones en base a la ENGIH 2016-2017

Por último nos preguntamos si el sesgo en la declaración del valor locativo está relacionado con el ingreso del hogar. Para esto tomamos la ecuación que incluye todas las variables explicativas (columna 3 de los cuadros anteriores) y adicionamos la interacción entre el régimen de tenencia y el quintil de ingreso del hogar. La significación conjunta de este nuevo factor es un contraste sobre la existencia de sesgos diferenciales según el quintil de ingreso al que pertenece el hogar. Los resultados para los datos de la ENGIH se muestran en la siguiente tabla. Tanto para el conjunto del país, como para las muestras de Montevideo e Interior por separado, no

se puede rechazar la hipótesis de homogeneidad entre los distintos quintiles de ingreso en cuanto a la magnitud promedio del sesgo que cometen los hogares en la estimación del alquiler.

**Cuadro 6.8. Contraste de significación del efecto Régimen de Tenencia y de la heterogeneidad de dicho efecto por Quintil**

	Total País			Montevideo			Interior		
	F	(df/df)	P>F	F	(df/df)	P>F	F	(df/df)	P>F
Significación:									
Régimen de Tenencia	33.1	(3/6167)	0.0000	16.5	(3/2244)	0.0000	18.5	(3/3869)	0.0000
Quintil de ingreso	47.7	(4/6167)	0.0000	17.4	(4/2244)	0.0000	26.6	(4/3869)	0.0000
<b>Interacción Tenencia#Quintil</b>	<b>0.7</b>	<b>(12/6159)</b>	<b>0.7596</b>	<b>1.1</b>	<b>(12/2244)</b>	<b>0.3592</b>	<b>1.0</b>	<b>(12/3869)</b>	<b>0.4463</b>

Fuente: estimaciones en base a la ENGIH 2016-2017

En síntesis, se constató una gran consistencia en la dispersión geográfica de los alquileres de la ENGIH con una fuente externa sobre precios de mercado de los arrendamientos. También se constató que los alquileres declarados por los inquilinos en la ENGIH son similares a los precios de mercado (esto se observa claramente en Montevideo). Posteriormente, con los datos de la ENGIH y la ECH, se estimó el sesgo en la declaración del valor locativo de los hogares no arrendatarios mediante un modelo de regresión. Dicho sesgo en el caso de los hogares propietarios se estimó en el 15%. Este resultado es consistente con una estimación similar realizada con la ECH. En el caso de los hogares ocupantes (con y sin permiso) también se evidencia una sobreestimación del alquiler aunque en una magnitud algo menor a los propietarios. Los ocupantes con permiso sobreestiman entre un 8% y un 10% en el promedio del país según las estimaciones para la ECH y para la ENGIH respectivamente. En el caso de los ocupantes sin permiso, si bien se constata un sesgo significativo, existe una discrepancia entre la magnitud del mismo según las estimaciones con la ENGIH (13%) y las estimaciones con la ECH (3%).

## 7. Referencias

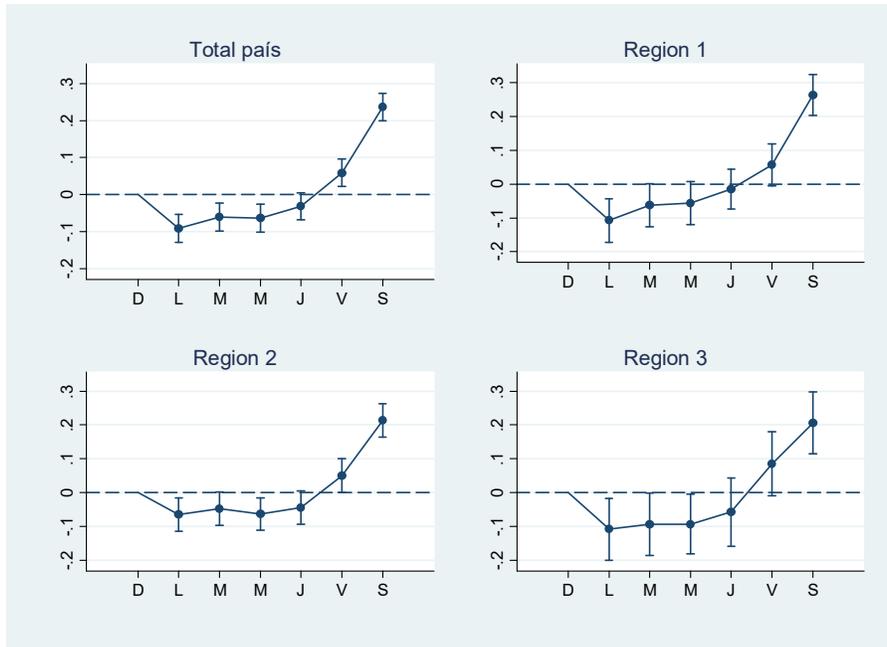
- Ahmed, N., M. Brzozowski and T. F. Crossley. (2010) "Measurement Errors in Recall Food Consumption Data." Working Paper, University of Cambridge.
- Amarante V., Arim R. y Salas G., (2007). "Impacto distributivo de la reforma impositiva". Background paper for Poverty and Social Impact Analysis (PSIA) of Uruguay. Banco Mundial.
- Burdín, G., F. Esponda y A. Vigorito (2014) "Desigualdad y altos ingresos en Uruguay. Un análisis en base a registros tributarios y encuestas de hogares para el período 2009-2011". Iecon y CEF.
- CEPAL (2018), Medición de la pobreza por ingresos: actualización metodológica y resultados, Metodologías de la CEPAL, N° 2 (LC/PUB.2018/22-P), Santiago, 2018.
- Coibion, O., Gorodnichenko, Y. y D. Koustas (2019) "CONSUMPTION INEQUALITY AND THE FREQUENCY OF PURCHASES".
- Comisión Europea, FMI, OECD, Naciones Unidas y Banco Mundial (2016), Sistema de Cuentas Nacionales 2008 (ST/ESA/STAT/SER.F/2/Rev.5), Nueva York.
- Deaton, A. (2005), "Measuring poverty in a growing world (or measuring growth in a poor world)", The Review of Economics and Statistics, vol. 87, N° 1, Cambridge, The MIT Press.
- Groskoff R. (1992). Análisis y ajuste de los ingresos investigados por las encuestas de hogares, Instituto de Estadística, FCEA.
- Instituto Nacional de Estadística – Uruguay (2017) "Informe de actividad inmobiliaria. Mercado de Alquileres. Octubre – Diciembre 2016". Montevideo.
- Instituto Nacional de Estadística – Uruguay (2018) "Informe de actividad inmobiliaria. Mercado de Alquileres. Octubre – Diciembre 2017". Montevideo.
- Instituto Nacional de Estadística – Uruguay (2007) "Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos de los Hogares 2005-2006. Metodología y Resultados".
- Instituto Nacional de Estadística – Chile (2018) "VIII Encuesta de Presupuestos Familiares 2016-2017. Informe de Calidad".
- Instituto Nacional de Estadística y Censos (2019) Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares 2017-2018 : informe de gastos / 1a ed . Ciudad Autónoma de Buenos Aires.
- Mendive C. y Fuentes A. (1996) "Diferencias en la captación del ingreso por fuente" en INE, Taller de expertos sobre medición de pobreza, INE-CEPAL, Montevideo.
- Rosen, Sh. (1974) "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Perfect Competition"; Journal of Political Economy: 34-55.
- Silberstein, A.R., and S.Scott (1991) "Expenditure Diary Surveys and their Associated Errors", in Biermer, P.P., R.M. Groves, L.E. Lyberg, N.A. Mathiowetz and S. Sudman, Editors, Measurement Errors in Surveys, Wiley, Hoboken NJ: 1991.
- Statistics Canada (1999) "1996 Food Expenditure Survey". Income Statistics Division Statistics Canada

- Stephens, M., Jr. (2003) "3rd of the Month: Do Social Security Recipients Smooth Consumption Between Checks?" *American Economic Review* 93(1): 406-422.
- Székely M. y Hilgert M. (1999) "What's Behind the Inequality We Measure? An Investigation Using Latin American Data". IDB-OCE Working Paper No. 409.
- Tanner, S. (1998) "How Much Do Consumers Spend? Comparing the FES and National Accounts". In Banks, J. and P.Johnson, Editors, *How Reliable is the Family Expenditure Survey?* INstitutue for Fiscal Studies, London: 1998.

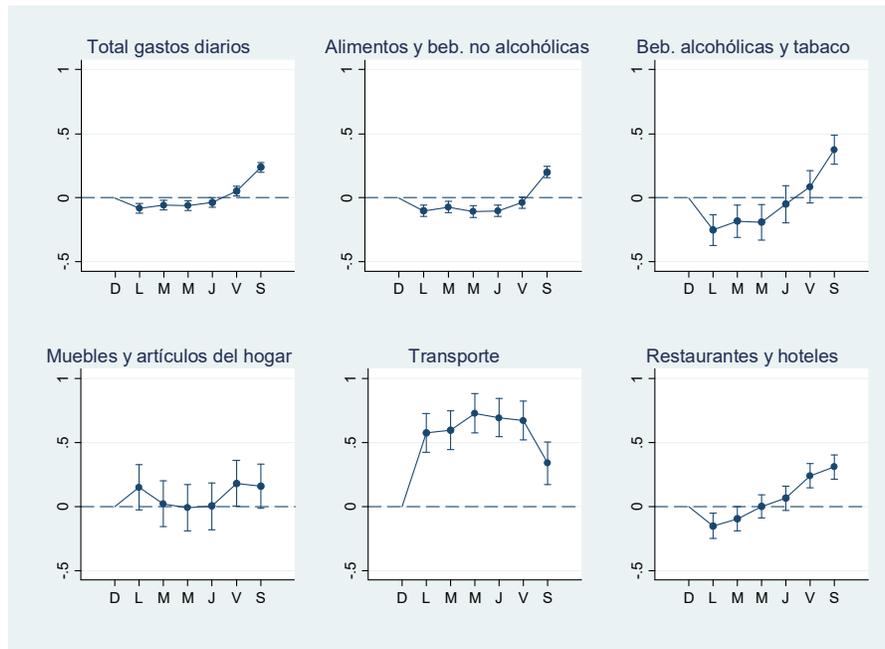
## 8. ANEXO

**Gráficos de la estacionalidad del gasto per cápita diario.** Los siguientes gráficos reportan la variación estimada del gasto per cápita (de los formularios 2 y 3) respecto al día domingo (ver ecuación 1)

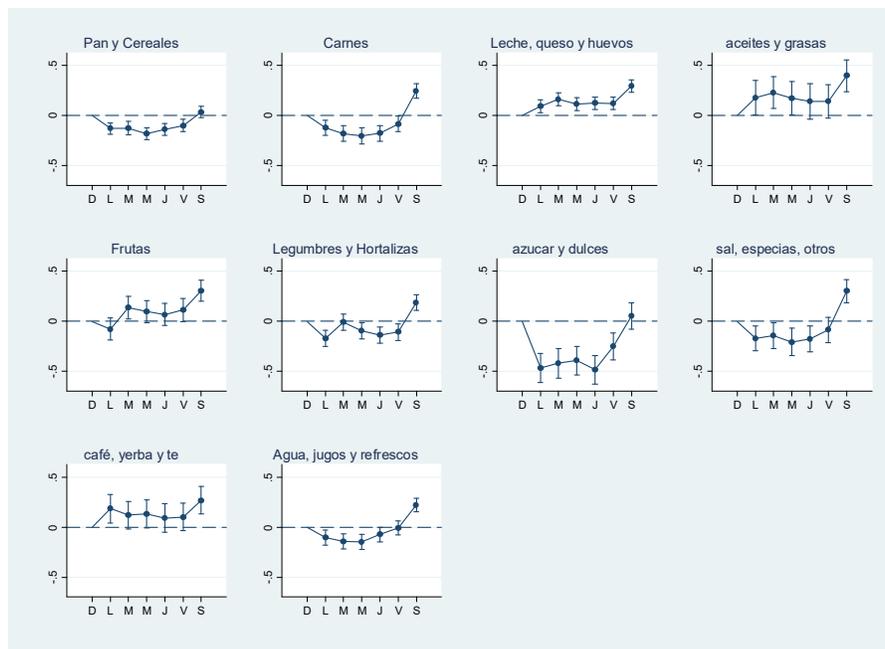
**Gráfico A1. Estimación del efecto día de la semana en el gasto diario per cápita por región. ENGIH 2016-2017**



**Gráfico A2. Estimación del efecto día de la semana en el gasto diario per cápita por rubro. ENGIH 2016-2017**



**Gráfico A3. Estimación del efecto día de la semana en el gasto diario per cápita por subrubros de alimentos y bebidas no alcohólicas. ENGIH 2016-2017**



**Cuadros: proporción de hogares que reportan gastos durante la semana de la encuesta**

**Cuadro A1. Proporción de hogares que reportan gastos diarios en el formulario 2 en rubros seleccionados por día de la encuesta**

Día	01 -Alim. beb. no alcohol.	0111-Pan y cereales	0112- Carnes	0114-Leche, queso huevos	0116- Frutas	0117- Legumb. y hortalizas	0124-Agua, jugos y refrescos	02-Bebidas alcohol. y tabaco	05-Muebles y art. hogar	07- Transp	11-Rest. y hoteles
1	0.84	0.64	0.39	0.56	0.19	0.31	0.31	0.083	0.092	0.076	0.17
2	0.82	0.61	0.38	0.52	0.19	0.31	0.30	0.084	0.105	0.082	0.17
3	0.82	0.59	0.38	0.51	0.18	0.30	0.30	0.081	0.097	0.086	0.17
4	0.78	0.57	0.35	0.48	0.17	0.29	0.28	0.076	0.094	0.081	0.17
5	0.77	0.55	0.33	0.46	0.16	0.27	0.28	0.079	0.087	0.074	0.16
6	0.76	0.55	0.34	0.47	0.15	0.26	0.27	0.078	0.088	0.074	0.16
7	0.73	0.52	0.32	0.45	0.14	0.25	0.27	0.072	0.085	0.074	0.16
Var. día 1 a 7 en pp	-10.7	-11.5	-6.2	-10.4	-4.6	-6.1	-4.5	-1.1	-0.7	-0.2	-0.9
Var. día 1 a 7 en %	-12.8	-18.0	-16.1	-18.7	-24.2	-19.4	-14.4	-13.2	-7.7	-2.3	-5.4

**Cuadro A2. Proporción de hogares que reportan gastos diarios en el formulario 3 en rubros seleccionados por día de la encuesta**

Día	01 -Alim. beb. no alcohol.	0111-Pan y cereales	0112- Carnes	0114-Leche, queso huevos	0116- Frutas	0117- Legumb. y hortalizas	0124-Agua, jugos y refrescos	02-Bebidas alcohol. y tabaco	05-Muebles y art. hogar	07- Transp	11-Rest. y hoteles
1	0.24	0.14	0.035	0.064	0.024	0.019	0.106	0.078	0.008	0.089	0.13
2	0.23	0.13	0.032	0.059	0.021	0.017	0.102	0.066	0.005	0.084	0.12
3	0.22	0.12	0.034	0.055	0.021	0.015	0.097	0.066	0.006	0.090	0.12
4	0.20	0.11	0.033	0.055	0.019	0.014	0.083	0.061	0.007	0.077	0.11
5	0.20	0.11	0.031	0.054	0.019	0.015	0.082	0.059	0.006	0.078	0.11
6	0.18	0.10	0.032	0.051	0.016	0.017	0.077	0.053	0.008	0.076	0.10
7	0.17	0.09	0.025	0.048	0.015	0.014	0.073	0.051	0.006	0.066	0.10
Var. día 1 a 7 en pp	-6.9	-4.4	-1.0	-1.6	-0.9	-0.4	-3.2	-2.7	-0.2	-2.3	-3.5
Var. día 1 a 7 en %	-28.8	-31.6	-28.3	-25.4	-37.3	-23.0	-30.7	-35.0	-25.3	-25.6	-26.4

**Cuadro A3. Proporción de hogares que reportan gastos diarios (formularios 2 o 3) en lugares de compras seleccionados por día de la encuesta**

día	supermercado	almacén	panadería/carnicería	ferias	otros
1	0.39	0.49	0.28	0.12	0.42
2	0.39	0.48	0.25	0.12	0.41
3	0.38	0.46	0.28	0.11	0.41
4	0.37	0.44	0.27	0.11	0.38
5	0.36	0.43	0.24	0.11	0.38
6	0.35	0.43	0.26	0.10	0.37
7	0.34	0.40	0.24	0.09	0.36
variación día 1 a 7 en pp	-5.4	-8.4	-4.2	-3.3	-5.4
variación día 1 a 7 en %	-13.7	-17.3	-14.9	-27.4	-12.9

**Cuadros: monto del gasto diario de los hogares durante la semana de la encuesta**

**Cuadro A4. Gasto diario de los hogares reportado en el formulario 2 en rubros seleccionados por día de la encuesta. Millones de pesos corrientes**

Día	01 -Alim. beb. no alcohol.	0111-Pan y cereales	0112- Carnes	0114-Leche, queso huevos	0116- Frutas	0117- Legumb. y hortalizas	0124-Agua, jugos y refrescos	02-Bebidas alcohol. y tabaco	05- Muebles y art. hogar	07- Transp.	11-Rest. y hoteles
1	390	73	110	53	24	38	35	15	17	10	56
2	373	71	104	49	23	36	33	17	17	11	54
3	373	69	109	47	22	35	34	16	17	10	60
4	353	68	103	45	21	33	30	16	16	11	61
5	330	63	95	42	19	32	30	16	15	10	55
6	345	67	96	45	18	31	33	15	16	9	56
7	312	60	87	40	17	30	28	14	15	10	54
Var. día 1 a 7 en mil. \$	-78	-13	-23	-13	-7	-8	-7	-1	-2	-1	-2
Var. día 1 a 7 en %	-20	-18	-21	-24	-28	-22	-20	-7	-10	-6	-3
Partic. en el gasto del form. 2 (%)	76	15	22	10	4	7	7	3	3	2	12

**Cuadro A5. Gasto diario de los hogares reportado en el formulario 3 en rubros seleccionados por día de la encuesta. Millones de pesos corrientes**

Día	01 -Alim. beb. no alcohol.	0111-Pan y cereales	0112- Carnes	0114-Leche, queso huevos	0116- Frutas	0117- Legumb. y hortalizas	0124-Agua, jugos y refrescos	02-Bebidas alcoh. y tabaco	05-Muebles y art. hogar	07- Transp .	11-Rest. y hoteles
1	44.0	11.1	9.4	4.7	2.3	2.3	7.8	11.2	1.6	11.9	33.9
2	37.9	10.7	6.7	4.1	1.6	1.9	7.3	10.3	0.7	10.9	31.8
3	42.7	10.3	9.2	4.1	1.9	1.9	7.8	10.8	1.0	12.1	30.8
4	38.1	9.5	9.0	4.4	1.9	1.5	6.3	10.3	1.2	10.6	27.0
5	37.3	9.3	8.6	3.9	1.7	1.6	6.8	10.3	0.9	11.3	28.9
6	35.4	8.8	7.7	4.1	1.7	1.8	5.7	9.3	1.4	9.9	26.3
7	32.2	8.0	6.0	3.7	1.6	1.6	6.6	8.5	0.8	8.7	25.3
Var. día 1 a 7 en mil. \$	-12	-3	-3	-1	-1	-1	-1	-3	-1	-3	-9
Var. día 1 a 7 en %	-27	-28	-36	-21	-31	-30	-15	-25	-52	-27	-25
Part. gasto form 3 (%)	40	10	9	4	2	2	7	11	1	11	31

**Cuadro A6. Gasto diario de los hogares (formularios 2 o 3) en lugares de compras seleccionados por día de la encuesta. Millones de pesos corrientes**

Día	supermercado	almacén	panadería/ carnicería	ferias	otros
1	226	127	81	34	142
2	219	121	74	36	133
3	220	119	80	33	140
4	206	113	78	30	133
5	194	108	69	30	129
6	200	110	74	31	124
7	178	105	69	27	120
Variación día 1 a 7 en mil. \$	-48	-23	-12	-8	-22
Variación día 1 a 7 en %	-21	-18	-15	-22	-15
Part. gasto diario total (%)	37	21	13	6	24

**Cuadros: cantidad de ítems y cantidad de personas que informan gastos durante al semana de la encuesta**

**Cuadro A7. Promedio de la cantidad de ítems de gastos de los hogares en los formularios 2 y 3 por día de la encuesta**

Día	formularios 2 y 3		formulario 2		formulario 3 (*)	
	Total hogares	Hogares con gastos diarios	Total hogares	Hogares con gastos diarios en form. 2	Total hogares	Hogares con gastos diarios en form. 3
1	5.69	6.25	5.49	6.25	1.18	2.59
2	5.66	6.30	5.48	6.33	1.09	2.52
3	5.43	6.03	5.25	6.04	1.07	2.45
4	5.20	5.97	4.99	6.02	1.00	2.51
5	4.93	5.71	4.74	5.73	0.97	2.48
6	4.93	5.70	4.73	5.76	0.95	2.50
7	4.68	5.63	4.48	5.71	0.85	2.44
variación día 1 a 7 (cant.)	-1.0	-0.6	-1.0	-0.5	-0.3	-0.1
variación día 1 a 7 en %	-17.8	-9.9	-18.3	-8.6	-27.8	-5.7

(\*) Valores estimados en el subconjunto de hogares que potencialmente podrían reportar gastos en el formulario 3, es decir los hogares con más de una persona de 12 o más años de edad.

**Cuadro A8. Distribución de los hogares según la cantidad de informantes en el formulario 3 por día de la encuesta.  
Hogares con más de una persona con 12 o más años**

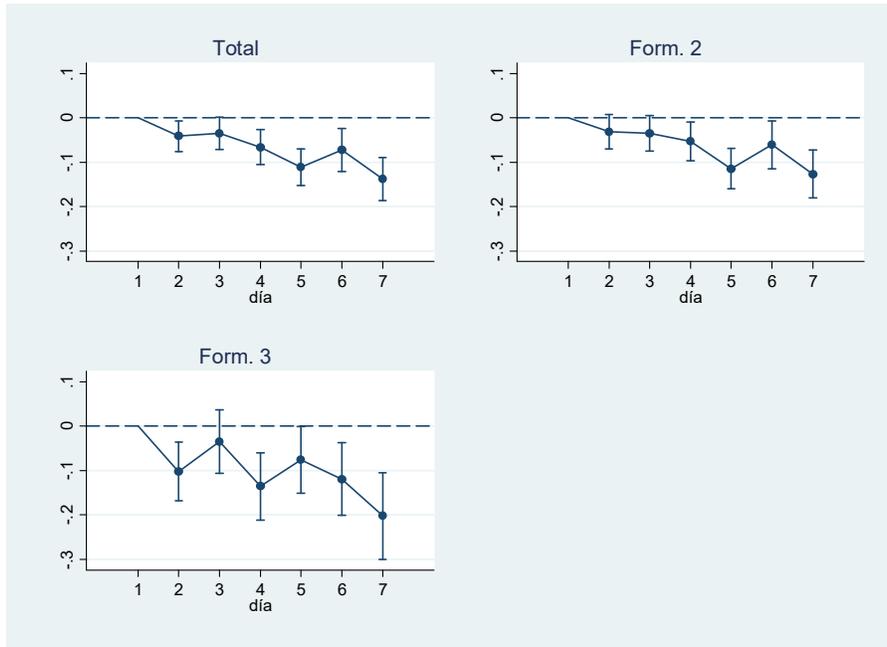
Informantes:	día							Total
	1	2	3	4	5	6	7	
Ninguno	54.5	56.6	56.2	60.1	60.7	62.2	65.2	59.4
Una persona	33.3	32.3	33.4	30.5	30.7	30.1	27.8	31.2
2 personas	9.0	8.6	7.8	7.1	6.7	6.4	5.7	7.3
3 o más	3.2	2.6	2.6	2.3	1.9	1.3	1.3	2.2
Total	100	100	100	100	100	100	100	100

**Cuadro A9. Promedio de la cantidad de personas por hogar que reportan gastos el formulario 3 por día de la encuesta. Hogares con más de una persona con 12 o más años**

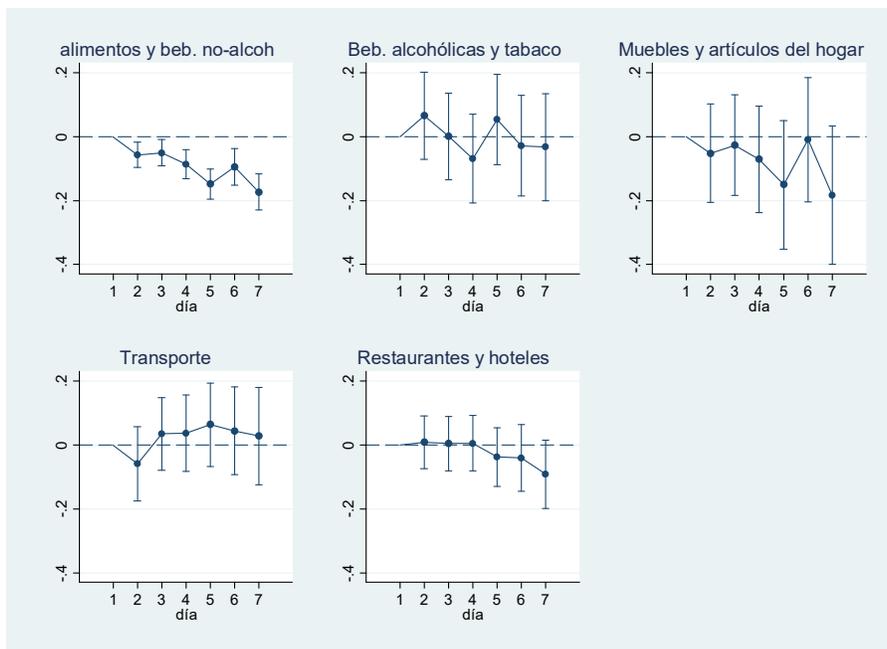
Día	Total hogares	Hogares con gastos diarios
1	0.62	1.35
2	0.58	1.33
3	0.57	1.31
4	0.52	1.30
5	0.50	1.27
6	0.47	1.24
7	0.43	1.24
Variación día 1 a 7 (personas)	-0.2	-0.1
Variación día 1 a 7 en %	-29.6	-8.0

**Gráficos del efecto fatiga durante la semana de la encuesta.** Los siguientes gráficos reportan la variación estimada del gasto per cápita diario (formularios 2 y 3) respecto al día 1 (ver ecuación 1).

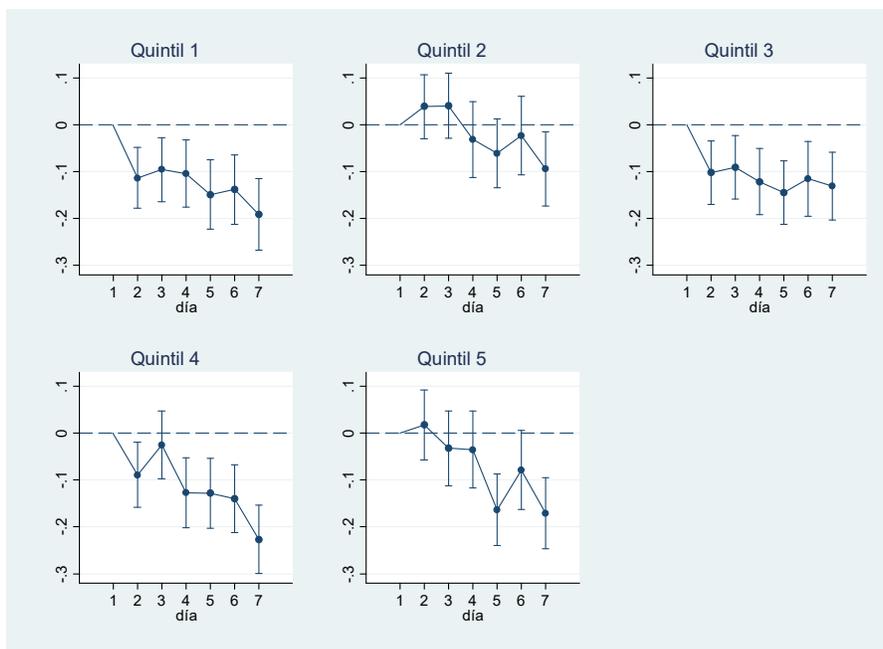
**Gráfico A4. Estimación del efecto día de la encuesta en el gasto diario per cápita de los hogares por formulario. ENGIH 2016-2017**



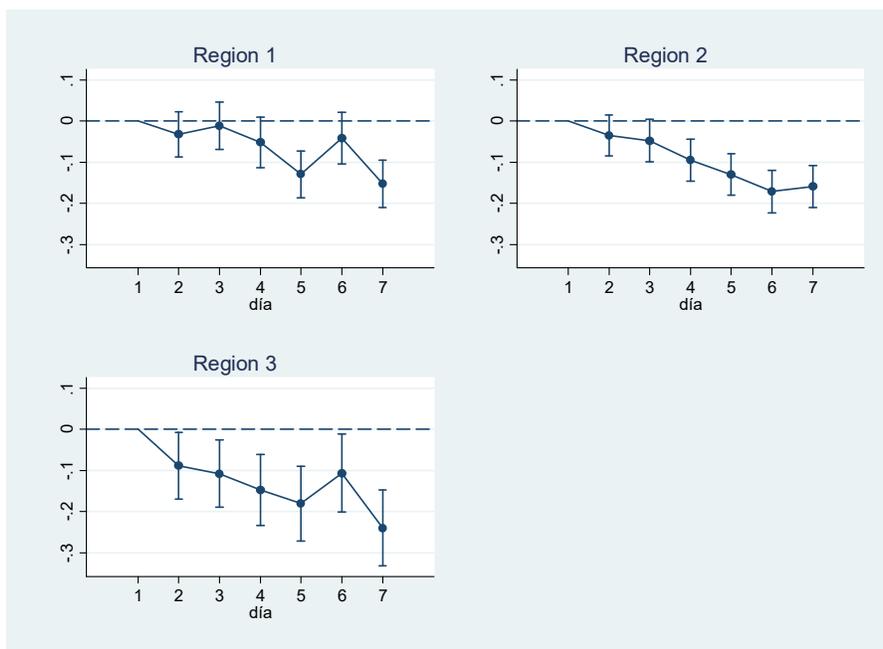
**Gráfico A5. Estimación del efecto día de la encuesta en el gasto diario per cápita de los hogares por rubro. ENGIH 2016-2017**



**Gráfico A6. Estimación del efecto día de la encuesta en el gasto diario per cápita de los hogares por quintil. ENGIH 2016-2017**

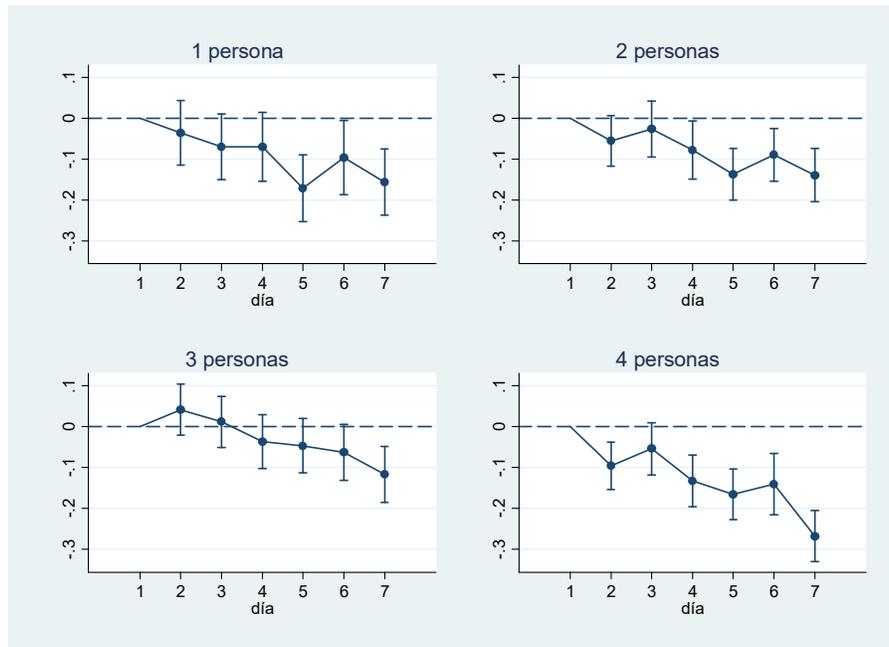


**Gráfico A7. Estimación del efecto día de la encuesta en el gasto diario per cápita de los hogares por región. ENGIH 2016-2017**



Nota: Región 1=Montevideo, Región 2=Interior 5000 y más habitantes, Región 3=Interior menor a 5000 y rural

**Gráfico A8. Estimación del efecto día de la encuesta en el gasto diario per cápita de los hogares por tamaño del hogar. ENIGH 2016-2017**



## Descomposición del efecto fatiga y del efecto visita del Encuestador

Una variante de la ecuación 1 es la sustitución de las dummies indicadoras del día de la encuesta ( $\delta_j$ ) por una variable que mide el número de días desde la primera visita ( $N_j = 0, 1, \dots, 6$ ).

$$g_{ij} = \alpha N_j + \beta V_3 + \gamma V_6 + \delta_s + \delta_d + \delta_m + \delta_i + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

Esta especificación impone una caída lineal del gasto a medida que pasan los días. Sin embargo permite identificar un efecto específico de las visitas que recibe el hogar durante los días 3 y 6 de la semana de la encuesta que, entre otros cometidos, tiene el objetivo de chequear el cumplimiento de los formularios diarios.  $V_3$  y  $V_6$  son variables indicadoras de estos días (valen 1 desde el día 3 y 6 respectivamente). La observación del gasto medio durante la semana de la Encuesta muestra que la caída es bastante lineal excepto los días de visita. Los resultados econométricos confirman este resultado.

La siguiente tabla reporta el efecto marginal estimado del número de día de la encuesta y los “efectos visita”. La variable  $N$  está normalizada de modo que varía entre 0 y 1, siendo 0 el primer día de la encuesta y 1 el séptimo día.

**Cuadro A10. Gasto per cápita diario de los hogares: estimación del efecto “días transcurridos desde la primera visita” y efecto “visitas días 3 y 6”.**

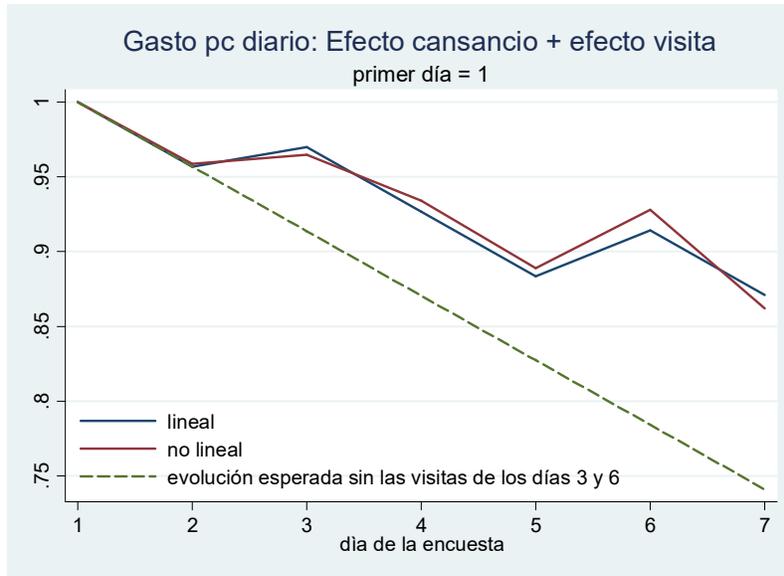
VARIABLES	(1) form.2y3	(2) form.2	(3) form.3
N	-0.259*** (0.0575)	-0.253*** (0.0637)	-0.291*** (0.113)
visita3	0.0563** (0.0266)	0.0528* (0.0294)	0.0829 (0.0534)
visita6	0.0738*** (0.0267)	0.0801*** (0.0297)	0.0361 (0.0542)
Observaciones (Nro hog x 7 días)	47,985	47,985	36,400
Hogares	6855	6855	5200

Variable dependiente: gasto per cápita diario del hogar (en miles de \$). Variables de control: efectos fijos de hogar, efecto día de la semana, efecto decena del mes y efecto mes. La columna 3 se estima para la submuestra de hogares que tienen más de una persona con al menos 12 años. Se reportan los valores de la semielasticidad valuada en los valores medios de las restantes variables. Errores estándar entre paréntesis. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

La estimación para el gasto diario de ambos formularios (columna 1) indica que la fatiga sería responsable de una caída del gasto del 4% cada día (.259/6). Sin embargo las visitas del Encuestador tienen un importante impacto amortiguador. A partir de la visita del día 3 el gasto declarado sube 5.6% (respecto a la situación sin visita) y a partir de la visita del día 6 sube un 7.4% respecto al gasto que se observaría sin dicha visita. La suma de estos efectos determina que en el séptimo día el gasto declarado por el hogar es un 15% inferior al reportado en el primer día. Sin las visitas del Encuestador el gasto en el día 7 sería un 25% menor al del primer día. El siguiente gráfico muestra

visualmente la evolución esperada del gasto diario per cápita por efecto de ambos factores y también el contrafactual en ausencia de las visitas del Encuestador.

**Gráfico A.9**



Nota: las líneas continuas indican la evolución esperada por el efecto conjunto de la fatiga y la visita del Encuestador los días 3 y 6. La línea azul es la evolución prevista según la estimación de la columna (1) de la Tabla A10. La línea roja es la evolución prevista según una especificación alternativa que incluye un set de 6 dummies indicadoras de los días 1 a 6.

**Cuadro A11. Estimación del Probit para la propensión a gastar en alimentos y del modelo lineal para el logaritmo del gasto per cápita.**

	Prob(gasto alim.>0) probit	Log gasto diario per cápita mco
día = 2	-0.0210*** (0.0075)	0.0109 (0.0178)
día = 3	-0.0218*** (0.00722)	-0.0184 (0.0181)
día = 4	-0.0652*** (0.00762)	-0.0259 (0.018)
día = 5	-0.0745*** (0.00803)	-0.0757*** (0.0183)
día = 6	-0.0825*** (0.008)	-0.0769*** (0.0193)
día = 7	-0.129*** (0.00904)	-0.0805*** (0.0193)
region = 2, inturb	0.0768*** (0.00725)	-0.151*** (0.0167)
region = 3, intrur	0.00527 (0.011)	-0.167*** (0.0223)
Tamaño del hogar = 2, 2 personas	0.110*** (0.0117)	-0.234*** (0.0227)
Tamaño del hogar = 3, 3 personas	0.185*** (0.0117)	-0.412*** (0.0232)
Tamaño del hogar = 4, 4 o más	0.210*** (0.0119)	-0.576*** (0.0232)
quintil = 2	0.0108 (0.00963)	0.237*** (0.0234)
quintil = 3	0.000149 (0.0101)	0.374*** (0.0239)
quintil = 4	-0.0233** (0.0111)	0.498*** (0.0246)
quintil = 5	-0.0453*** (0.0115)	0.709*** (0.026)
diasem = 1, lun	0.0679*** (0.00944)	-0.177*** (0.0191)
diasem = 2, mar	0.108*** (0.00856)	-0.181*** (0.0182)
diasem = 3, mie	0.101*** (0.00871)	-0.160*** (0.0186)
diasem = 4, jue	0.107*** (0.00887)	-0.162*** (0.0184)
diasem = 5, vie	0.0997*** (0.00857)	-0.113*** (0.018)
diasem = 6, sab	0.0908*** (0.0088)	0.0731*** (0.0194)
mes = 2	-0.0194 (0.0156)	0.102*** (0.0394)
mes = 3	-0.0282* (0.0157)	0.101*** (0.0375)
mes = 4	-0.0780*** (0.0162)	0.115*** (0.0386)
mes = 5	-0.0474*** (0.0146)	0.0977*** (0.0379)
mes = 6	-0.0534*** (0.015)	0.0463 (0.0376)
mes = 7	-0.0389** (0.0152)	-0.000837 (0.04)

mes = 8	-0.0416*** (0.0154)	0.0527 (0.04)
mes = 9	-0.0432*** (0.0149)	0.0622* (0.0377)
mes = 10	-0.0409** (0.0162)	0.110*** (0.039)
mes = 11	0.00901 (0.0152)	0.107*** (0.0382)
mes = 12	-0.0511*** (0.0174)	0.183*** (0.0406)
decena = 2	0.00959 (0.00699)	-0.0419** (0.0163)
decena = 3	0.00492 (0.00715)	-0.00886 (0.0159)
Observations	47,992	39,335
Hogares	6856	6856

Los coeficientes corresponden al efecto marginal respecto a la categoría omitida.

Errores estándar estimados en base al diseño de la encuesta. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**Valor Locativo**

**Cuadro A12. Alquileres en la ENGIH vs Precios de Mercado. Promedios por Barrios de Montevideo y localidades de Canelones**

	Precios del Mercado de Alquiler (SGA-ANDA)	ENGIH: Alquileres declarados			ENGIH/ Precios de mercado		
		Inquilinos		Propietarios/ocupantes con permiso		(a)/(c)	(b)/(c)
	(\$)	\$ (n° hog)	\$ (n° hog)				
	(a)	(b)	(c)				
Ciudad Vieja	12,380	11,755	(19)	20,303	(14)	0.95	1.64
Centro	13,710	13,448	(31)	18,267	(15)	0.98	1.33
Barrio Sur	13,781	15,573	(9)	16,676	(19)	1.13	1.21
Cordón	14,225	12,890	(28)	18,874	(44)	0.91	1.33
Palermo	14,402	16,309	(3)	25,202	(26)	1.13	1.75
Parque Rodó	16,016	17,428	(6)	23,665	(15)	1.09	1.48
Punta Carretas	17,950	19,767	(12)	28,855	(40)	1.10	1.61
Pocitos	16,875	18,343	(35)	25,951	(113)	1.09	1.54
Buceo	14,254	18,059	(15)	23,995	(54)	1.27	1.68
Pque.Battle,	14,976	13,541	(24)	23,676	(49)	0.90	1.58
Malvín	17,141	19,374	(14)	26,035	(40)	1.13	1.52
Malvín Norte	10,831	10,917	(5)	15,368	(21)	1.01	1.42
Punta Gorda	23,219	26,840	(3)	38,590	(16)	1.16	1.66
Carrasco Norte	15,566	34,000	(1)	21,049	(12)	2.18	1.35
Maroñas, P.Guaraní	10,416	10,711	(13)	14,688	(28)	1.03	1.41
Flor de Maroñas	9,952	7,372	(9)	10,815	(28)	0.74	1.09
Las Canteras	11,501	7,188	(6)	14,277	(28)	0.63	1.24
Punta Rieles, Bell'Italia	8,989	10,707	(2)	13,699	(20)	1.19	1.52
Jardines del Hipódromo	8,793	6,536	(5)	9,287	(12)	0.74	1.06
Ituzaingó	9,737	9,214	(9)	12,651	(13)	0.95	1.30
Unión	12,313	12,608	(14)	15,662	(50)	1.02	1.27
Villa Española	10,435	11,408	(9)	12,561	(37)	1.09	1.20
Merc.Modelo	12,988	11,995	(7)	16,634	(15)	0.92	1.28
Castro, Castellanos	10,835	8,052	(5)	16,397	(22)	0.74	1.51
Cerrito	10,566	11,786	(4)	11,155	(28)	1.12	1.06
Las Acacias	9,098	4,382	(2)	12,228	(23)	0.48	1.34
Aires Puros	12,987	11,071	(17)	14,969	(25)	0.85	1.15
Casavalle	7,788	5,512	(4)	7,536	(25)	0.71	0.97
Piedras Blancas	9,034	8,090	(9)	11,481	(31)	0.90	1.27
Manga Toledo chico	8,587	9,500	(1)	9,757	(15)	1.11	1.14
Peñarol, Lavalleja	10,173	9,194	(7)	11,777	(57)	0.90	1.16
Cerro	10,004	10,128	(9)	11,318	(48)	1.01	1.13
La Paloma, Tomkinson	8,044	2,641	(2)	10,656	(36)	0.33	1.32
La Teja	10,562	9,548	(10)	15,016	(33)	0.90	1.42
Prado, Nueva Savona	13,999	15,288	(4)	21,328	(24)	1.09	1.52
Capurro, Bella Vista	12,868	13,863	(8)	17,937	(27)	1.08	1.39
Aguada	13,203	11,334	(17)	16,315	(23)	0.86	1.24
Reducto	12,438	12,753	(6)	17,338	(14)	1.03	1.39
Atahualpa	12,932	12,619	(3)	21,382	(19)	0.98	1.65
Jacinto Vera	13,411	14,993	(4)	18,414	(8)	1.12	1.37
Figurita	12,634	12,620	(11)	20,127	(13)	1.00	1.59
Larrañaga	13,821	13,506	(11)	19,814	(26)	0.98	1.43
La Blanqueada	15,070	10,262	(4)	16,575	(8)	0.68	1.10
Villa Muñoz,	12,167	12,189	(14)	18,520	(16)	1.00	1.52
La Comercial	13,291	12,721	(6)	17,664	(11)	0.96	1.33
Tres	14,781	13,896	(15)	18,980	(14)	0.94	1.28
Brazo Oriental	12,840	12,866	(9)	16,793	(29)	1.00	1.31
Sayago	12,235	11,577	(10)	15,293	(20)	0.95	1.25
Conciliación	9,801	7,219	(4)	10,519	(23)	0.74	1.07
Belvedere	11,046	9,919	(3)	14,333	(23)	0.90	1.30
Nuevo Paris	9,199	10,504	(4)	10,370	(30)	1.14	1.13
Tres Ombues, P. Victoria	9,178	8,002	(2)	12,619	(12)	0.87	1.37
Paso de la la Arena	9,100	6,000	(1)	9,118	(22)	0.66	1.00
Colón sureste, Abayubá	10,541	11,455	(3)	13,550	(19)	1.09	1.29
Colón centro y y noroeste	10,794	10,627	(11)	13,748	(25)	0.98	1.27
Lezica, Melilla	10,490	8,451	(2)	13,146	(15)	0.81	1.25
Villa García	9,277	7,000	(1)	11,291	(21)	0.75	1.22
Manga	8,479	9,706	(3)	12,467	(24)	1.14	1.47
Ciudad de la Costa	15,082	13,900	(36)	17,322	(170)	0.92	1.15
Las Piedras	9,505	8,370	(18)	10,876	(109)	0.88	1.14
Ciudad de Canelones	9,563	8,187	(5)	13,165	(17)	0.86	1.38
La Paz	9,715	8,698	(2)	11,220	(40)	0.90	1.15
Pando	9,788	11,806	(8)	12,996	(34)	1.21	1.33
Salinas	11,258	11,347	(3)	15,481	(16)	1.01	1.38

**Cuadro A.13. Estimación de la ecuación para el logaritmo del Alquiler en la ENGIH. Total País**

	(1)	(2)	(3)
<i>tenencia de la vivienda</i>			
inquilino	(base)	(base)	(base)
<b>propietario</b>	<b>0.263 ***</b>	<b>0.182 ***</b>	<b>0.142 ***</b>
ocupante con permiso	-0.047 *	0.113 ***	0.099 ***
ocupante sin permiso	-0.063 *	0.147 ***	0.119 ***
Apartamento		-0.017	-0.034 **
<i>Años de construida</i>			
hasta 10		(base)	(base)
11 a 20		0.0021	0.0028
21 a 30		-0.0263	-0.0321 *
31 a 50		-0.0063	-0.0173
51 o más		-0.0276	-0.0381 **
<i>Metros cuadrados</i>			
hasta 30		(base)	(base)
31 a 40		0.095 ***	0.093 ***
41 a 60		0.163 ***	0.148 ***
61 a 100		0.284 ***	0.255 ***
101 o más		0.404 ***	0.358 ***
<i>habitaciones residenciales (cantidad)</i>			
1		(base)	(base)
2		0.137 ***	0.152 ***
3		0.211 ***	0.242 ***
4		0.281 ***	0.316 ***
5		0.319 ***	0.361 ***
6 o más		0.430 ***	0.461 ***
<i>baños (cantidad)</i>			
1		(base)	(base)
2		0.140 ***	0.125 ***
3 o más		0.274 ***	0.255 ***
<i>pared</i>			
Ladrillos, ticholos o bloques con terminación		(base)	(base)
Ladrillos, ticholos o bloques sin terminación		0.005	0.004
Materiales livianos, desechos, etc.		-0.092 **	-0.087 *
<i>techo</i>			
hormigón con protección (tejas u otros)		(base)	(base)
hormigón sin protección		-0.084 ***	-0.067 ***
Liviano con cielo raso		-0.174 ***	-0.152 ***
Liviano sin cielo raso, quincha, otro		-0.228 ***	-0.187 ***
<i>piso</i>			
Cerámica, parquet, moqueta, linóleo		(base)	(base)
Baldosas calcáreas		-0.168 ***	-0.141 ***
Alisado de hormigón, contrapiso, tierra		-0.210 ***	-0.173 ***
saneamiento en la vivienda		0.092 ***	0.082 ***
agua (red general)		-0.022	-0.042
problemas en la vivienda		-0.097 ***	-0.073 ***
localización en asentamiento		-0.069 *	-0.061 *
<i>Quintil de ingrseo</i>			
1			(base)
2			0.076 ***
3			0.120 ***
4			0.211 ***

5			0.264 ***
constante	9.138	8.776 ***	8.675 ***
Efecto Fijo de Barrio/Localidad	NO	SI	SI
Observaciones	6,331	6,331	6,331
R cuadrado	0.065	0.629	0.646
Error estándar residual	0.559	0.356	0.348

Notas:

a- Variable Dependiente: Logaritmo natural del alquiler declarado en pesos mensuales corrientes

b- Las columnas 2 y 3 incluyen un efecto fijo de barrio en Montevideo y localidad en el Interior

c- La variable "problemas en la vivienda" indica la presencia de alguna de las siguientes características: goteras, grietas, vivienda inundable, peligro derrumbe

d- \*\*\* (\*\*) [\*] indica significación al 1% (5%) [10%].

Fuente: Estimaciones en base a la ENGIH 2016-17