

# EL SESGO DEL IPC COMO INDICADOR DEL COSTO DE VIDA

Una medición para Uruguay en base a curvas de Engel

Sergio Mario Davrieux Cruz

Programa de Maestría en Economía de la Facultad de Ciencias  
Económicas, Universidad de la República.

Montevideo - Uruguay

Febrero de 2022



FACULTAD DE  
CIENCIAS ECONÓMICAS  
Y DE ADMINISTRACIÓN

DEPARTAMENTO DE  
ECONOMÍA



UNIVERSIDAD  
DE LA REPÚBLICA  
URUGUAY

---

# EL SESGO DEL IPC COMO INDICADOR DEL COSTO DE VIDA

Una medición para Uruguay en base a curvas de Engel

Sergio Mario Davrieux Cruz

Tesis de Maestría presentada al Programa de Maestría en Economía de la Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República, como parte de los requisitos para la obtención del título de Magíster en Economía.

Director de tesis:

Profesor Agregado Dr. Marcelo Perera

Director académico:

Profesor Titular Dr. Diego Aboal

Montevideo - Uruguay

Febrero de 2022

# INTEGRANTES DEL TRIBUNAL DE DEFENSA DE TESIS

---

---

---

Montevideo - Uruguay

Febrero de 2022

*A mi querido amigo el Profesor Enrique Gagliardi*

## Agradecimientos

A Marcelo Perera por sus valiosos aportes, a la FCEyA, mi segundo hogar. Y al primero, mi familia, por su paciencia y constante apoyo.

“...los cambios en el nivel general de precios son a lo sumo observables en el sentido del economista pero no en el sentido ordinario de la palabra. Usando nada más que los ojos, se puede ver la etiqueta de un precio individual pero no la tasa promedio de los cambios de precios de toda una economía.”

Julian Reiss

## *Resumen*

*Este trabajo mide el sesgo del IPC como indicador del costo de vida en Uruguay a través de la estimación de curvas de Engel. Las estimaciones puntuales difieren según el modelo y el período analizado, pero todas ellas indican que el IPC sobrestima la inflación. En base a la estimación preferida, el sesgo en el período 1994/95-2005/06 es de 5.4% anual promedio y desciende a 1.9% en el período 2005/06-2016/17. Se investiga además el carácter creciente del sesgo con la inflación y la precisión del IPC para medir los cambios en el costo de vida de hogares con distintos niveles de ingresos.*

*Palabras clave: Sesgo del IPC; Costo de vida, Curvas de Engel, Inflación*

*Clasificación JEL: C20, D12, E31*

## *Abstract*

*This paper measures the bias of the CPI as an indicator of the increase in the cost of living in Uruguay through the estimation of Engel curves. The point estimates differ depending on the model and the period analyzed, but all of them indicate that the CPI overestimates inflation. Based on the preferred estimate, the bias between 1994/95-2005/06 is 5.4% annual average and drops to 1.9% between 2005/06-2016/17. The increasing nature of the bias with inflation and the precision of the CPI to measure changes in the cost of living of households with different incomes are also investigated.*

*Keywords: CPI bias; Cost of living, Engel curves, Inflation*

*JEL Codes: C20, D12, E31*

## *Tabla de contenido*

<b>I. Introducción</b>	11
<b>II. Marco teórico</b>	16
II.1. El costo de vida y el problema de los números índice	16
II.2. Las estimaciones del sesgo del IPC	18
II.3. El método de las curvas de Engel: revisión de la literatura	21
<b>III. Estrategia empírica</b>	24
III.1. La estimación de las curvas de Engel y el sesgo del IPC	24
III.2. Análisis de sensibilidad	28
<b>IV. Los Datos</b>	31
<b>V. Los resultados</b>	36
<b>VI. Análisis de sensibilidad</b>	43
<b>VII. Las limitaciones del método y algunas consideraciones</b>	47
<b>VIII. Conclusiones</b>	50
<b>Referencias Bibliográficas</b>	51
<b>Anexos</b>	54
Anexo A. Tablas y gráficos	54
Anexo B. Derivación de la curva de Engel en marco de la teoría del consumidor	62

## I. Introducción

La elaboración de índices de precios para estimar los cambios en el costo de vida tiene especial relevancia. Los índices de precios se utilizan para deflactar las cifras nominales, lo que permite medir en términos reales la evolución de las distintas variables económicas a lo largo del tiempo. De existir un sesgo significativo en la medición de la inflación, el mismo se trasladará a las variables reales, por lo que la evolución de la economía, el impacto de las reformas económicas e incluso algunas teorías sobre las interrelaciones entre el dinero, el crecimiento y la inflación podrían ser cuestionados. Algunos autores (e. g. Camba-Mendez 2003, Schmitt-Grohe y Uribe 2012) argumentan que la existencia de ese sesgo positivo debe ser tenido en cuenta de manera explícita por parte de la autoridad monetaria en las metas de inflación. En un discurso del 14 de noviembre de 2007 en el marco del 25º Congreso Monetario Anual del Instituto Cato, Ben Bernanke, entonces Presidente de la Junta de Gobernadores del Sistema de la Reserva Federal de los Estados Unidos declaró: “si la estabilidad de precios fuera el único objetivo establecido para la Reserva Federal, el FOMC presumiblemente se esforzaría por lograr la inflación cero, adecuadamente medida, es decir, la tasa de inflación óptima medida se desviaría del promedio cero solo por la magnitud del error de medición estimado en el índice de inflación preferido.”<sup>1</sup> Las implicancias de estas recomendaciones, para un país con inflación relativamente alta y persistente como Uruguay, son al menos provocadoras.

Probablemente el deflactor de precios más importante es el Índice de Precios al Consumidor (en adelante IPC). En Uruguay el IPC se utiliza como referencia en las negociaciones salariales, para ajustar prestaciones de la seguridad social, impuestos, tarifas, alquileres, pago de intereses, precios de bonos, y para establecer objetivos y guiar decisiones de política monetaria. Para su cómputo se siguen las recomendaciones de la OIT y otros organismos internacionales contenidas en el “Manual del Índice de Precios al Consumidor, Teoría y Práctica”, el cual constituye un estándar internacional en la materia. El IPC es un Índice tipo Laspeyres<sup>2</sup>, los cuales, por su metodología de construcción poseen a un conjunto de sesgos bien conocidos. Los índices de precios de Laspeyres tienen ponderaciones de cantidad fija para diferentes grupos de productos basadas en patrones de gasto observados en un período base. Esta canasta fija del IPC no refleja la sustitución que hacen los consumidores ante cambios en los precios relativos. En general los IPC también tienen problemas para recoger la sustitución entre puntos de venta, las mejoras en la calidad de los productos y la

---

<sup>1</sup> Tomado de Schmitt-Grohe y Uribe (2012), traducción del autor del inglés en el original. El FOMC refiere al Comité Federal de Mercado Abierto.

<sup>2</sup> En rigor, esto no es correcto. El IPC no es un índice de Laspeyres para el caso de Uruguay porque el período en que toma la canasta de cantidades (el año en que se realiza la Encuesta de hogares) no coincide con el período de referencia de los precios (mes de la base). Los índices de precios que utilizan una canasta dada son denominados genéricamente “índices de Lowe” por el manual de la OIT. Por simplicidad dejaremos de lado esta sutileza.

introducción de nuevos productos. La mayor parte de los estudios empíricos a nivel internacional confirman la existencia de un sesgo positivo, por lo que existe cierto consenso de que el IPC exagera el verdadero aumento del costo de vida. En resumen, el problema básico es que el IPC, por su metodología de construcción, mide el aumento en el costo de una canasta de bienes fija en el transcurso del tiempo para estimar el aumento real no observado en el costo de vida, el cual estará influido por las cambiantes condiciones económicas y el comportamiento de los consumidores ante estos cambios.

Pese a los problemas de los índices de Laspeyres para reflejar adecuadamente estos cambios, en Uruguay, al igual que en la gran mayoría de países, el IPC continúa siendo calculado con la misma metodología por cuestiones prácticas. La recomendación habitual para mitigar el problema de la canasta fija es actualizarla con mayor frecuencia, lo que no resuelve el problema durante la utilización de la misma base, ni tampoco corrige hacia atrás el error cometido, el que se seguirá acumulando. En este sentido, aunque el sesgo en que se incurre en un período sea pequeño, sus efectos acumulados pueden resultar sustanciales a largo plazo. En Uruguay el cambio de base se realiza cada diez años aproximadamente, los últimos se realizaron en 1997 y 2010<sup>3</sup>. Estos cambios de base se realizaron a partir de los patrones de gastos observados en las Encuestas Nacionales de Gastos e Ingresos de los Hogares (ENGIH) de 1994/95 y 2005/06 respectivamente. Actualmente se encuentra en elaboración un nuevo de cambio de base a partir de los datos de la ENGIH de 2016/17.

El principal objetivo de esta investigación es estimar el sesgo del IPC siguiendo el método propuesto por Hamilton (2001) y Costa (2001). Este método no requiere el cálculo de índices alternativos, sino que se basa en la “Ley de Engel”. La misma establece que, en igualdad de condiciones (*ceteris paribus*), la proporción del presupuesto familiar dedicada a los alimentos disminuye con los ingresos, y que hogares con igual proporción del presupuesto destinado a la alimentación tienen el mismo nivel de vida o bienestar. Como estableciera Houthakker (1957), la ley de Engel es una de las regularidades empíricas mejor establecidas, sostenida tanto en los datos de corte transversal como en los de series de tiempo. Desde el trabajo original de Engel (1857) esta relación empírica se ha utilizado para estimar las escalas de equivalencia basadas en el consumo; es decir, índices que dan cuenta del costo de vida relativo entre hogares de diferente tamaño y composición. Las escalas de equivalencia permiten ajustar el consumo o ingreso del hogar tomando en cuenta la presencia de economías de escala en el consumo y las necesidades relativas de los

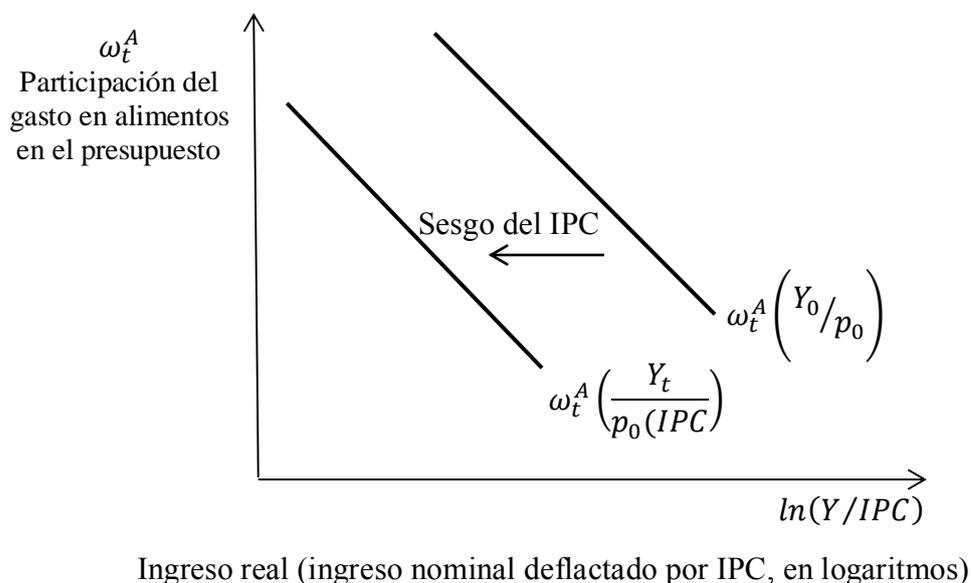
---

<sup>3</sup> Algunas metodologías de los IPC permiten cierto grado de flexibilidad a nivel de los agregados elementales (artículos que componen la canasta) definiendo variedades de artículos al interior de estos agregados. Dichas variedades se van actualizando con el paso del tiempo adecuándose a los cambios en los patrones de consumo por efecto de los cambios en la demanda y el cambio tecnológico. No obstante, las ponderaciones de los agregados elementales permanecen fijas por tratarse de un índice de Laspeyres.

miembros del hogar. De manera análoga, el método de Hamilton se apoya en la estabilidad temporal de la ley de Engel para inferir un estándar de vida material a lo largo del tiempo a partir de la participación presupuestaria de los alimentos.

El método consiste en estimar curvas de Engel de alimentos para distintos períodos utilizando el IPC como deflactor, controlando por cambios en los precios relativos y por el tamaño y composición de los hogares. Aceptada la estabilidad de la curva de Engel, su eventual deriva a lo largo del tiempo reflejará el sesgo en la medición del IPC entre los períodos considerados. Esto es así ya que dos hogares con los mismos ingresos o gastos ajustados por inflación (y la misma composición demográfica) deben tener el mismo nivel de bienestar (i.e. la misma proporción del gasto en alimentos). Si esto no sucede, es decir, si la curva de Engel se traslada, el cambio en la proporción del gasto en alimentos se debe a una errónea medición del ingreso real a lo largo del tiempo. Si la curva se traslada hacia abajo y a la izquierda entre un período base ( $t=0$ ) y el período  $t$ , entonces el ingreso real en este último período utilizando el IPC como deflactor, estaría subestimando el verdadero ingreso real, por lo que el IPC estaría sobreestimando la variación del verdadero costo de vida. La idea básica del método para medir el sesgo del IPC se ilustra en la Gráfico 1.

**Gráfico 1**  
**El método de Hamilton: traslado de la Curva de Engel entre el período 0 y el período t**



Debido a un sesgo positivo del IPC la curva de Engel se desplaza hacia abajo y a la izquierda en el período  $t$  (y hacia arriba y a la derecha si el sesgo es negativo). El sesgo del IPC es la magnitud del cambio en el IPC que devuelve la curva de Engel a su posición original,

En esta intuición radica parte del atractivo del método, que no requiere demasiados datos, es relativamente sencillo de aplicar y brinda un enfoque integral para evaluar conjuntamente los sesgos potenciales del IPC.

En las últimas décadas se han producido cambios en los patrones de consumo y comportamiento de los consumidores, por ejemplo con relación a los puntos y modalidades de venta, y con la introducción y difusión de nuevas tecnologías relacionadas con la electrónica y las telecomunicaciones, cuyo impacto se introduce de forma tardía en la base del IPC. Asimismo, en una economía altamente dolarizada, se registraron importantes vaivenes en el tipo de cambio que generaron grandes fluctuaciones de precios relativos entre bienes transables y no transables, así como también cambios relevantes en el origen de las importaciones.

La principal hipótesis de este trabajo es la existencia de un sesgo positivo del IPC como estimador del costo de vida en Uruguay. Hasta el momento, no existen mediciones del mismo para el caso de Uruguay. Las estimaciones comprenderán los dos períodos comprendidos entre las últimas tres encuestas de gastos, 1994/5-2005/6 y 2005/6-2016/7. El desempeño macroeconómico de la economía uruguaya fue muy distinto en estos dos períodos. Durante el primero, con un plan de estabilización en marcha, la economía transitó por una desinflación, posterior crisis de balanza de pagos y una profunda recesión. La inflación promedio fue de 13% anual y el crecimiento promedio del PIB del 2% anual. El segundo período se caracterizó por una economía más estable y en expansión, con una inflación de 8% y un crecimiento de 4.2% anual promedio.

La segunda hipótesis es que el sesgo del IPC es creciente con la inflación. Dada la relación positiva entre la tasa de inflación y la variabilidad de los precios relativos, cabe esperar un mayor efecto sustitución por parte de los consumidores cuando mayor es la tasa media de inflación<sup>4</sup>. La canasta fija del IPC no recogerá estos mayores cambios en los patrones de consumo y el sesgo por sustitución que adolecerá el IPC será mayor. Aunque existe cierta evidencia internacional que parece apoyar esta hipótesis, la misma aún no es concluyente.

Una tercera cuestión se relaciona con el hecho de que el IPC resume en un solo número múltiples y diversos cambios de precios, pero diferentes hogares consumen diferentes bienes y por lo tanto enfrentan distintos cambios de precios. A los efectos de evaluar la precisión del IPC para medir el aumento en el costo de vida de diferentes hogares se estima el sesgo del IPC para hogares con distintos niveles de ingreso.

---

<sup>4</sup> Dado que los precios individuales no se ajustan continuamente y las empresas ajustan sus precios en diferentes momentos, la inflación tiene como consecuencia una variabilidad espuria de los precios relativos que será mayor cuando mayor sea el nivel medio de la inflación.

Este trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección II se presenta el marco teórico y la revisión de la literatura. En la sección III se detalla la estrategia empírica, los datos se describen en la sección IV y los resultados se presentan en la sección V. En la sección VI se realiza un análisis de sensibilidad de los resultados obtenidos, mientras que en la sección VII se exponen las limitaciones del método empleado y se realizan algunas consideraciones adicionales. Por último, en la sección VIII se presentan las conclusiones.

## II. Marco teórico

### II.1. El costo de vida y el problema de los números índice

Los índices de precios al consumidor y los índices de costo de vida se construyen sobre dos marcos conceptuales diferentes. Ante un cambio de precios, un índice de precios al consumidor mide el cambio en el costo de comprar una determinada canasta de bienes y servicios de consumo. En cambio, ante una variación de precios, un índice del costo de vida (ICV) mide el cambio en el gasto mínimo necesario para mantener cierto estándar de vida o nivel de utilidad (utilidad del período base). El ICV asume que los consumidores maximizan su utilidad y por tanto las cantidades de los bienes y servicios demandadas varían como respuesta a los cambios en los precios<sup>5</sup>. Su construcción, que se remonta a los trabajos pioneros de Konüs (1924), se apoya en la teoría de la elección racional del consumidor y por tanto su fiabilidad depende de la validez de dicha teoría<sup>6</sup>. Este aumento del costo de vida es inobservable, por lo que en su lugar se estima el cambio en el nivel general de precios o inflación a través de índices de precios que miden el aumento del costo de una canasta dada a través del tiempo. Cabe hacer una precisión con relación al concepto “observable” en economía. Al igual que en la ciencia en general, en economía se considera observable lo que es confiablemente medible. Como afirma Reiss (2013), los cambios en el nivel general de precios son a lo sumo observables en el sentido del economista pero no en el sentido ordinario de la palabra. Los precios individuales son susceptibles de una medición inmediata y constituyen los datos, pero se deben hacer muchos supuestos y una construcción considerable para inferir el valor de la inflación a partir de ellos. La diferencia para considerar a la inflación como observable y el verdadero costo de vida como inobservable radica en que en el primer caso los supuestos requeridos no incluyen ninguna teoría económica específica.<sup>7</sup>

Un índice de precios mide el cambio en el nivel de precios correctamente sólo en el caso donde nada más cambia, por lo que para su construcción se requiere hacer juicios evaluativos, supuestos para lidiar con cuestiones relevantes para el procedimiento de medida y establecer el propósito de la medición. La fórmula de cálculo de un índice de precios de Laspeyres es la siguiente:

$$IP^t = \sum_i \left( \frac{p_i^t}{p_i^0} \right) \alpha_i, \text{ con } \alpha_i = \frac{p_i^0 q_i^0}{\sum_i p_i^0 q_i^0}$$

---

<sup>5</sup> Un ICV también asume que las preferencias permanecen constantes.

<sup>6</sup> En particular, se dejan de lado consideraciones relevantes para el costo de vida como la hipótesis del ingreso relativo.

<sup>7</sup> Los ICV no se calculan directamente, pero se pueden aproximar mediante índices superlativos. Un índice superlativo es un índice que iguala un ICV basado en cierta forma funcional flexible que brinda una aproximación de segundo orden a otras funciones representativas de las preferencias. Los índices de precios de Fisher, de Törnqvist-Theil y de Walsh son ejemplos de índices superlativos. Sin embargo, en todos los casos las ponderaciones de estos índices están basadas en las participaciones en el gasto de los dos períodos (el período 0 y el período t).

Donde  $IP^t$  es el valor del índice de precios en el momento  $t$ ,  $p_i^t$  y  $p_i^0$  son el precio del bien  $i$  en el momento  $t$  y en el momento 0 respectivamente,  $q_i^0$  es la cantidad del bien  $i$  en el momento 0 y  $\alpha_i$  es la ponderación que tiene el bien  $i$  en el índice. Para el caso de la fórmula de Laspeyres,  $\alpha_i$  es la proporción del gasto en el bien  $i$  en el período base (período 0). Un índice alternativo viene dado por la fórmula de Paasche, donde la ponderación de cada bien es igual a la proporción del gasto en dicho bien el período  $t$ <sup>8</sup>. En la medida que los consumidores sustituyan a los bienes que se han vuelto más caros por aquellos que se abarataron, un índice de Laspeyres pondera en exceso a los bienes que se encarecen entre el período 0 y el período  $t$ . Lo contrario sucede con el índice de Paasche, por lo que existe consenso de que el índice de Laspeyres exagera la inflación (es una cota superior del ICV) mientras que el índice de Paasche la subestima.<sup>9</sup> A esta disyuntiva en la elección del índice correcto se le suele denominar el "problema del número índice". Para subsanarlo teóricamente, se definen índices ideales o superlativos que hace uso de las participaciones del gasto del período 0 y del período  $t$ . El más conocido es el índice exacto de Fisher definido como la media geométrica del índice de Laspeyres y del índice de Paasche.

Otra cuestión teórica es el propósito de la medición. La inflación no afecta a todos por igual y la adecuación de un índice debe ser evaluada en función del propósito para el que se utiliza. Es otras palabras, su sesgo de medición dependerá justamente de qué se pretende medir. El IPC refleja el comportamiento del gasto agregado, lo parece apropiado para guiar los objetivos de inflación de la política monetaria, pero no así para otros fines. Como la ponderación de los hogares es proporcional a su gasto, los hogares de mayores ingresos tienen mayor representación en el índice, motivo por el cual se lo denomina "índice plutocrático"<sup>10</sup>. Una alternativa para estimar la inflación que enfrenta la población en general es calcular un índice "democrático", donde todos los hogares pesan por igual. Sin embargo, como destaca Reiss (2013) este índice democrático tampoco resuelve en general la cuestión del propósito. Si la medición de un índice tiene el fin de ajustar jubilaciones, prestaciones de seguridad social o deudas para compensar los cambios en el costo de vida a jubilados, receptores de estas prestaciones y deudores, es el cambio en su presupuesto específico y no la inflación democrática el que en teoría debiera considerarse.

La elección del método para el cálculo del IPC, además de estar guiada por la teoría, obedece a la dificultad práctica de recopilar información sobre las cantidades consumidas (o el gasto) con la misma frecuencia que los precios. En definitiva, la elección de la metodología de Laspeyres para

---

<sup>8</sup>  $\alpha_i = p_i^t q_i^t / \sum_i p_i^t q_i^t$

<sup>9</sup> En rigor, esto no es necesariamente cierto. Si las preferencias cambian, o si inicialmente existen controles de precios y escasez, se pueden dar aumentos simultáneos de precios y de cantidades consumidas, y la relación se invierte.

<sup>10</sup> Como se verá más adelante, el hogar representativo del IPC se ubica en el cuartil más alto de la distribución de ingresos.

construir el IPC se debe en gran medida a una cuestión de costos. Sin embargo, con la creciente difusión de adelantos tecnológicos en los métodos de registración que también permiten obtener cantidades, como el uso del código de barras y la facturación en red, varios autores consideran que esta metodología debería ser modificada (e.g. Hausman, 2003). Adicionalmente, otros adelantos también relacionados con la *big-data*, como el *web scraping* (obtención automatizada de información desde páginas *web* dedicadas al comercio electrónico) tienden a modificar los procedimientos de muestreo tradicionales y los costos de recopilación de la evolución de los precios.

## II.2. Las estimaciones del sesgo del IPC

Como ya fuera mencionado, el sesgo por sustitución se debe a que la canasta fija no tiene en cuenta que el consumidor tenderá a utilizar menos de los productos más caros y más de los que se han abaratados relativamente, y el IPC tenderá a sobredimensionar la incidencia de los productos encarecidos en el aumento del costo de vida. De manera similar, el IPC tampoco refleja las diferencias en los precios del mismo producto comprado en distintos puntos de venta si los canales de venta cambian con el tiempo, lo que da lugar al sesgo de sustitución por punto de venta o expendio. Al computar el aumento de precios registrado en las mismas tiendas tradicionales, el índice no contempla la variación de los precios debido a los cambios en los lugares donde los consumidores adquieren sus productos.

Otro posible sesgo se deriva del cambio en la calidad de los bienes y servicios. Esto surge cuando los bienes de consumo experimentan cambios en sus características a lo largo del tiempo que no son debidamente tratados en el IPC. Cuando se computa la variación del precio de una determinada variedad de un producto en un determinado punto de venta, la misma debe excluir el cambio del precio debido al cambio de calidad. No obstante, no siempre es posible identificar estos cambios, e ignorarlos a lo largo del tiempo puede conducir a un sesgo en el índice. Aunque las muchas mejoras comprobables en la calidad de los bienes y servicios a lo largo del tiempo sugieren a primera vista un sesgo al alza del IPC, la mejora global de la calidad no determina a priori el signo sesgo ya que se debe tener en cuenta el tipo de ajuste por calidad que se realiza en el propio IPC. Es decir, la cuestión es si el método elegido para el ajuste por calidad sobreestima o subestima la calidad relativa de los artículos de reemplazo en la muestra del IPC. La mayoría de los estudios sugiere sesgos positivos por esta causa (OIT et al., 2006).

El sesgo de nuevos productos surge del rezago en la introducción de bienes y servicios nuevos en la canasta del IPC. Los nuevos productos generan sesgo por dos motivos. La demora en introducirlos en el IPC deriva en un sesgo positivo si estos productos experimentan más tarde importantes

reducciones en sus precios que no se reflejan en el índice. El segundo motivo es el aumento de bienestar que experimentan los consumidores cuando aparece un nuevo producto. Los productos nuevos pueden reemplazar a otros que los precedieron, como reproductores mp3 que reemplazaron a los discos compactos, de vinilo y los cassettes, variedades de productos que amplían el rango de elección del consumidor, como cervezas artesanales; o productos que representan categorías totalmente nuevas de consumo como los teléfonos móviles y la domótica. Su sesgo se estima principalmente mediante la generalización a partir de evidencia de productos individuales, midiendo el cambio de precio de un producto durante un período anterior a su ingreso en la muestra del IPC. El sesgo por nuevos productos podría ser negativo si el índice no captura etapas de aumento de precios de estos bienes o si algunos productos desaparecen del mercado. De todas maneras, existe consenso en que el sesgo por este motivo también es positivo (OIT et al., 2006).

Como destaca Hausman (2003), la discusión de los inconvenientes de utilizar un índice de precios para estimar un costo de vida se remonta al siglo XIX. El problema de la sustitución de bienes es considerado por Bowley en 1899, el problema de los nuevos bienes surge con Marshall en 1887 y Sidgwick en 1883 discute el problema del cambio de calidad. La preocupación por el problema de la precisión de los distintos índices de precios cobra importancia a partir del año 1961, cuando la Oficina Nacional de Investigación Económica de los Estados Unidos, encomienda a una comisión de expertos investigar dicha cuestión. Dicha comisión, conocida como Comisión de Stigler, no realiza ninguna estimación numérica, pero concluye que “se encuentra consenso entre la mayoría de los economistas acerca de la existencia de un sesgo hacia arriba por parte de los índices de precios”.

La primera estimación concreta del sesgo del IPC para medir la inflación la realiza la Comisión Boskin (1996), a pedido del Comité financiero del senado de Estados Unidos. Su informe concluye que en conjunto el IPC exageró la tasa de inflación real en aproximadamente un 1,1 por ciento en el año 1996, con un rango plausible entre 0.8% y 1.6% y en 1.3% anual en los años previos. La aproximación metodológica de la Comisión, que supuso una tarea considerable, fue identificar las distintas posibles fuentes de sesgo y calcular el sesgo atribuible a cada una de ellas en base a distintas técnicas como regresiones hedónicas, extrapolaciones de series e imputaciones en función del grupo de producto considerado. El trabajo y las conclusiones de la Comisión Boskin constituyen un punto de referencia para la posterior investigación sobre este tema.

Trabajos subsiguientes para medir el sesgo del IPC en países desarrollados y de baja inflación, utilizaron un enfoque similar, siguiendo en grandes líneas las recomendaciones dadas por Diewert (1998). En general dichas mediciones encuentran una sobreestimación en el entorno de 0,5% y 1% anual. Shiratsuka (1999) estima el sesgo para el caso de Japón en el periodo 1991-1994, y encuentra

una sobreestimación del 0.9% anual promedio durante ese período, Hoffman (1998) encuentra un sesgo de 0.75% anual en Alemania, Diewert y Lawrence (1999) de entre 0.65% y 1% en Nueva Zelanda y Crawford (1998), de entre 0.47% y 0.7% en Canadá.

No se han encontrado mediciones de las distintas fuentes de sesgo para economías en desarrollo con alta inflación. Hanousek y Filer (2002) estima el sesgo global del IPC en la República Checa (antes Checoslovaquia) en comparación con un índice de Fisher. Durante la transición desde una economía planificada a una economía de mercado, caracterizada por elevada inflación y significativos cambios en los precios relativos y en los patrones de consumo, encuentra que el aumento del IPC de 237% anual en el período 1991-1999 exagera el aumento en el costo de vida en 5 puntos porcentuales por año.

En Uruguay no existen estimaciones del sesgo del IPC. Rius y Zipitría (2016), en un trabajo cuyo objetivo central es investigar los determinantes de la formación de precios, exploran mediante la consulta a especialistas el tratamiento de las distintas fuentes de sesgo sin cuantificarlas. Consultan dos aspectos de la metodología que pudieran dar lugar a sesgos en la estimación del IPC: el tratamiento de bienes expuestos al cambio tecnológico acelerado y el tratamiento dado a diversas modalidades de ventas con descuentos como liquidaciones, “descuento del IVA” en shoppings, “Día del Centro”, descuentos asociados al medio de pago y a la entidad emisora y a tarjetas de fidelidad. Adicionalmente, consultan sobre la imputación de “variación cero” a bienes estacionales de algunas divisiones como vestimenta y calzado durante su respectiva baja temporada. Con relación a los bienes de acelerado cambio cualitativo, encuentran que se tratan como los demás bienes heterogéneos<sup>11</sup>, se releva la variación del precio del modelo más vendido mes a mes y se lo reemplaza cuando se acumula evidencia de que está siendo sustituido por los consumidores. Destacan algunas especificidades de este método en el caso de automóviles, donde la sustitución del modelo se realiza cuando aparece el nuevo. Si sólo cambia el modelo por ser el del nuevo año, se considera que es un cambio de calidad comparable, y se acepta la variación totalmente, pero si el modelo es completamente diferente se considera el cambio de calidad no comparable, se corta la serie, se ingresa el precio del modelo nuevo, pero ese mes se imputa el precio y el dato nuevo entra en el cálculo el mes siguiente cuando se tienen los dos meses. Respecto a las ventas a precios rebajados, se sigue el criterio de aceptar el precio de liquidación siempre que exista stock, por ejemplo, que mantengan talles y colores; en caso contrario se considera saldo y no entra en el cálculo. Señalan que no se contempla en la metodología actual otros mecanismos de precios promocionales, lo que implicaría que los precios de los bienes más frecuentemente incluidos en

---

<sup>11</sup> Como su nombre lo indica, los bienes heterogéneos implican definiciones genéricas o abiertas, que cubren productos no equivalentes. Por el contrario, los bienes homogéneos implican definiciones más restrictivas, de manera que puedan ser considerados equivalentes a través de diferentes puestos de ventas por sus características físicas o funcionales.

estos mecanismos se estuvieran registrando con sesgo al alza, al no reflejar que una porción no menor de las ventas se efectúa en precios menores a los de venta general.

### **II.3. El método de las curvas de Engel: revisión de la literatura**

Nakamura (1996), es el primer trabajo en utilizar la ley de Engel para mostrar que las cifras oficiales subestiman el crecimiento real de los ingresos en Estados Unidos. Empleando datos agregados para los períodos 1959-74 y 1974-1994 encuentra que, mientras el producto real experimentó un crecimiento similar en ambos períodos, la caída de 7,2% de la participación de los alimentos en el segundo período, fue sensiblemente mayor a los 4,2% registrada en el primero. Para el mismo país, Nordhaus (1998) estimó el ajuste del IPC necesario para hacer el crecimiento del ingreso real de los consumidores consistente con su percepción del mismo. Para el período 1968-1994, en base a la cantidad de respuestas “estoy mejor que el año pasado”, “estoy más o menos igual” y “estoy peor” estimó un sesgo del IPC de 1.5% promedio anual, dentro del margen calculado por la Comisión Boskin.

Combinando en cierta forma los trabajos de Nakamura (1996) y Nordhaus (1998), el artículo de Hamilton (2001), sobre la base de que “los hechos (la billetera) dicen más que las palabras” fue el primero en utilizar el método de la curva de Engel para medir el sesgo del IPC. Para ello modeló un Sistema Casi Ideal de Demanda (AIDS, por sus siglas en inglés), propuesto por Deaton y Muellbauer (1980), y estimó por mínimos cuadrados ordinarios la curva de Engel lineal para la proporción del gasto en alimentos. Incluyó como variables explicativas el logaritmo del ingreso, un set de *dummies* temporales (años), el precio relativo de los alimentos y otras variables de control como las características demográficas de los hogares. Sus estimaciones muestran que para los Estados Unidos el IPC sobreestimó los cambios en el costo de vida en un 2,5 % anual entre 1974 y 1981, y ligeramente menos del 1% anual entre 1981 y 1991. Estas estimaciones fueron muy similares a las encontradas por la Comisión Boskin, que adoptó un enfoque considerablemente más elaborado.

En un trabajo publicado pocos meses después, Costa (2001), aplicó un método similar al de Hamilton pero utilizando el gasto total como variable explicativa en lugar del ingreso, e incluyendo un término cuadrático para el logaritmo del gasto total en la especificación de la curva de Engel. Este modelo denominado QAIDS, desarrollado por Banks et. al. (1997), le da una curvatura adicional a la curva de Engel que se aproxima de forma precisa a su representación no paramétrica. Esto último, a su vez, permite que un bien sea “una necesidad” para determinados niveles de ingreso y “un lujo” para otros. Costa (2001) también utiliza el gasto en otros productos para sus mediciones, como por ejemplo el gasto en recreación. En base a distintas fuentes, encuentra que el

sesgo del IPC varía sensiblemente en distintos períodos comprendidos entre 1888 y 1994. Entre sus hallazgos, encontró un sesgo medio de 1.6% anual entre 1972 y 1994, algo por encima al encontrado por la Comisión Boskin (1996), pero dentro del rango establecido como plausible por dicha comisión.

El trabajo de Beatty y Røed (2005) para la economía de Canadá introdujo algunas extensiones al método de Hamilton. Utiliza una especificación semiparamétrica flexible para la curva de Engel y estudia las experiencias de varios subgrupos de la población. Encuentra que el IPC canadiense había exagerado el cambio en el costo de vida para la población en general, pero no en igual medida para los grupos demográficos examinados. Estima que para el período 1978-2000 el IPC sobreestimó el aumento del costo de vida en 1.8% promedio anual para los hogares unipersonales y en 0.8%, para los hogares con dos y más integrantes. En una línea similar, Barrett y Brzozowski (2008) obtienen resultados generales similares para Australia, estimando que el IPC exagera los cambios en el costo de vida en aproximadamente 1% anual entre 1975/76 y 2003/04 en dicho país. En particular, el IPC fue especialmente inexacto para familias de madres solas, donde estima un sesgo de 2,65% anual promedio.

La única excepción que encuentra un sesgo del IPC de signo negativo en países desarrollados es Røed (2007) para la economía de Noruega. Estima que en el período 1990-1999 el consumidor general se comportó como si el costo de vida aumentara un 35%, mientras el IPC aumentó un 22%. Esta subestimación del IPC la atribuye al auge de los precios de las viviendas financiadas con crédito y a las dificultades del IPC de incluir de manera precisa los servicios extraídos de viviendas propias. Como señala Masaerty y Van Order (1982), el tratamiento del costo de la vivienda ha sido uno de los mayores problemas para el cálculo del IPC.

El método también se ha aplicado para estimar el sesgo del IPC en países en desarrollo y en transición con mayor inestabilidad de precios. En general, estos trabajos encuentran una relación directa entre la magnitud del sesgo del IPC y la tasa media de inflación, resultado en línea con otras estimaciones efectuadas bajo diferentes aproximaciones metodológicas antes mencionadas. Gibson et al. (2008) encuentra que, en la turbulenta transición de Rusia hacia una economía de mercado, la inflación fue sobreestimada, en particular en los primeros dos años de liberación de precios. Entre 1992 y 1993, estima que la inflación oficial de 21% mensual promedio exagera el aumento del costo de vida en 2 puntos porcentuales por mes. Posteriormente, cuando la inflación se desacelera entre 1994-2001, el sesgo se redujo al entorno de un punto porcentual mensual promedio. De Carvalho Filho y Chamon (2008) aplican el método para las economías de Brasil y México durante sus traumáticos procesos de apertura de sus economías, marcados por una elevada inflación y bajo

crecimiento. Tanto para Brasil en el período 1987/8 y 2002/3, como para México entre 1984 y 2006, encuentran una sobrestimación de la inflación anual del entorno de 3 puntos porcentuales.

Almas et. al. (2018) refina el método de Hamilton al centrar la atención en la cuestión que el IPC y el método de las curvas de Engel miden los cambios en el costo de vida para hogares de diferentes ingresos. Desarrollan e implementan un método que denominan de la curva de Engel traducida (TEC, por sus siglas en inglés) que separa el sesgo genuino del IPC de las diferencias causadas por la comparación de los cambios en el costo de vida entre diferentes niveles de ingresos. Sus estimaciones para los Estados Unidos en base al método TEC y al método de Hamilton original proporcionan estimaciones sustancialmente diferentes del sesgo del IPC antes de las reformas del IPC en 1999 sugeridas por la Comisión Boskin, pero ambos métodos sugieren muy poco sesgo del IPC a partir de entonces.

La estimación de curvas de Engel se ha extendido para cotejar la precisión de distintos índices de precios. Almas (2010) explota la analogía entre el sesgo del IPC y el del Índice de Paridad de Poder Adquisitivo (PPA) utilizado en el *Penn World Table* para las comparaciones internacionales de ingresos. Estima el sesgo del índice de PPA y encuentra que es sustancial y sistemático: cuanto más pobre es un país, más tienden a ser sobreestimados sus ingresos, lo que implica que la desigualdad de ingresos internacionales está subestimada. Dabalen et al. (2020) utiliza el método de Hamilton en 16 países africanos para estimar la línea de pobreza. Encuentra que los resultados de los esfuerzos para la reducción de la pobreza en estos países han sido subestimados por el sesgo alcista del IPC. En Uruguay no existen aplicaciones de este método para estimar sesgos de índices de precios.

### **III. Estrategia empírica**

La estrategia para identificar el sesgo del IPC se sustenta en la “Ley de Engel” y por lo tanto se vale de la estimación de curvas de Engel del gasto en alimentos para distintos períodos utilizando el IPC como deflactor del gasto o del ingreso total, controlando por cambios en los precios relativos y por el tamaño y composición de los hogares. Aceptada la estabilidad de la curva de Engel, su eventual deriva a lo largo del tiempo reflejará el sesgo en la medición del IPC entre los períodos considerados.

Para la aplicación de este método se suele utilizar el gasto en alimentos por varios motivos. En primer lugar, es un hecho establecido que los alimentos son un bien necesario, la elasticidad del gasto en alimentos con respecto al gasto total (o al ingreso) es significativamente menor a uno. Se requiere que la elasticidad del bien sea significativamente distinta a uno para poder distinguir entre los cambios a lo largo de la curva de Engel a medida que cambia el ingreso real del traslado de la curva de Engel debido a errores en la medición de precios. Adicionalmente, Banks et. al. (1997), en base a un análisis paramétrico y no paramétrico encuentra que, a diferencia de lo que sucede para otros bienes, la linealidad en el logaritmo del gasto provee una descripción robusta del comportamiento del gasto alimentario. Otra razón es que la medición del gasto en alimentos en las encuestas a hogares es una mejor medida del consumo de esos bienes respecto a lo que sucede con otros bienes como los durables, fundamentalmente porque las encuestas por una razón operativa utilizan el criterio de “adquisición” en lugar del criterio de “uso”. Finalmente, es defendible que los alimentos se puedan separar aditivamente de otros productos básicos en la funciones de utilidad del consumidor<sup>12</sup>. Hamilton (2001) muestra que si se cumple este requisito y las funciones de utilidad de cada grupo de productos son homotéticas, es posible descomponer los gastos alimentarios y no alimentarios en un índice de precio y otro de cantidad. Como consecuencia, el sesgo del IPC en bienes no alimentarios (en adelante, no-alimentos) no afecta la participación en el presupuesto de los alimentos a través de complementariedad o sustituibilidad no modeladas.

#### **III.1. La estimación de las curvas de Engel y el sesgo del IPC**

El punto de partida del modelo es la curva de Engel de la forma Working-Leser que surge del modelo AIDS de Deaton y Muellbauer (1980)<sup>13</sup>. Esta especificación, que expresa la proporción del gasto en un bien como función lineal del logaritmo del gasto total real, se ha utilizado ampliamente

---

<sup>12</sup> La separabilidad y aditividad es discutible para el caso del gasto en comida fuera del hogar. Se analiza esta cuestión en la estrategia empírica.

<sup>13</sup> En el Anexo B se presenta su derivación.

y con éxito para estimar ecuaciones de proporción de alimentos. La ecuación para la demanda de alimentos que surge del modelo AIDS es la siguiente:

$$\omega_{ijt} = \phi + \gamma \ln \left( \frac{p_{jt}^A}{p_{jt}^N} \right) + \beta \ln \left( \frac{Y_{ijt}}{p_{jt}} \right) + X'_{ijt} \theta + \mu_{ijt} \quad (1)$$

Donde  $\omega_{ijt}$  la participación del gasto en alimentos en el presupuesto del hogar  $i$  que reside en la región  $j$  en el período  $t$ ;  $p_{jt}^A$  es el verdadero precio de los alimentos en la región  $j$  en el período  $t$ ;  $p_{jt}^N$  es el verdadero precio de los no-alimentos en la región  $j$  en el período  $t$ ;  $p_{jt}$  es el verdadero nivel general de precios de cada región (que surge como un promedio ponderado de  $p_{jt}^A$  y  $p_{jt}^N$ );  $Y_{ijt}$  es el gasto (o ingreso) nominal total del hogar  $i$ ;  $X'_{ijt}$  es un vector de variables sociodemográficas y  $\mu_{ijt}$  es un error aleatorio idiosincrásico.

Los precios verdaderos de la ecuación (1) no son observables. Siguiendo a Hamilton (2001), se puede expresar la siguiente relación entre el verdadero nivel de precios, la variación medida del nivel de precios (variación del IPC) y el error que contiene esta última medida<sup>14</sup>:

$$\ln p_{jt} = \ln p_{j0} + \ln(1 + \Pi_{jt}) + \ln(1 + E_t) \quad (2)$$

Donde  $p_{j0}$  es el verdadero nivel de precios en el período 0,  $\Pi_{jt}$  es el aumento porcentual acumulado en el IPC del año 0 al año  $t$  y  $E_t$  es el error de medición porcentual acumulado. Obsérvese que en realidad  $(1 + E_t)$  es el factor de corrección del IPC, de modo que un  $E_t$  positivo significa que el IPC subestima el verdadero cambio de precios (el IPC tiene un sesgo negativo), y un  $E_t$  negativo significa que lo sobreestima (el IPC tiene un sesgo positivo). La expresión tiene implícito el supuesto de que los sesgos son uniformes entre regiones.

Por simplicidad de notación, sean  $\pi_{jt} = \ln(1 + \Pi_{jt})$ ;  $\varepsilon_t = \ln(1 + E_t)$ ;  $y_t = \ln(Y_t)$ ; sustituyendo estas definiciones en la ecuación (2), la misma se puede expresar de la siguiente manera:

$$\ln p_{jt} = \ln p_{j0} + \pi_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Sustituyendo (3) en (1) se obtiene:

$$\omega_{ijt} = \phi + \gamma(\pi_{jt}^A - \pi_{jt}^N) + \beta(y_{ijt} - \pi_{jt}) + X'_{ijt} \theta + \gamma(\varepsilon_t^A - \varepsilon_t^N) - \beta \varepsilon_t + \gamma(p_{j0}^A - p_{j0}^N) - \beta p_{j0} + \mu_{ijt} \quad (4)$$

<sup>14</sup> Se presenta sólo la expresión para el nivel general de precios  $p_{jt}$ . No obstante, se supone una expresión análoga a la ecuación (2) para el precio de los alimentos  $p_{jt}^A$  y para el precio de los no-alimentos  $p_{jt}^N$ .

Puede observarse que la ecuación (4) tiene términos que son invariantes en el tiempo y entre hogares de una misma región (los términos que tienen los precios del momento 0). A los efectos de la estimación, dichos términos deben ser agrupados y recogidos por una constante o efecto fijo de región:  $\varphi_j = \phi + \gamma(p_{j0}^A - p_{j0}^N) - \beta p_{j0}$ .

Por otro lado, la ecuación (4) tiene algunos términos que sólo tienen variabilidad temporal, que son los que contienen los errores de medición  $\varepsilon_t$ . Para poder identificar los coeficientes de estos términos, en la ecuación a estimar es necesario reemplazarlos por una variable *dummy* temporal  $D_t$  (variable indicadora del período t).

Por lo tanto, la ecuación que es posible de estimar con información del año 0 y del año t es la siguiente:

$$\omega_{ijt} = \varphi_j + \gamma(\pi_{jt}^A - \pi_{jt}^N) + \beta(y_{ijt} - \pi_{jt}) + X'_{ijt}\theta + \delta_t D_t + \mu_{it} \quad (5)$$

Donde el coeficiente  $\delta_t$  de la variable *dummy* temporal es igual a:

$$\delta_t = \gamma(\varepsilon_t^A - \varepsilon_t^N) - \beta\varepsilon_t \quad (6)$$

Este parámetro es clave para identificar el sesgo acumulado del IPC entre el período 0 y el período t. Bajo el supuesto de que el sesgo en el precio de los alimentos y en el precio de los no alimentos es aproximadamente el mismo ( $\varepsilon_t^A - \varepsilon_t^N = 0$ ), de la estimación de la ecuación (5) es posible inferir  $\varepsilon_t$  de la siguiente manera:

$$\varepsilon_t = \frac{-\delta_t}{\beta} \quad (7)$$

En base a la expresión (7) y teniendo en cuenta que  $\varepsilon_t = \ln(1 + E_t)$ , la medida del sesgo acumulado entre el período 0 y el período t es igual a:

$$Sesgo_t = -E_t = 1 - \exp\left(\frac{-\delta_t}{\beta}\right) \quad (8)$$

De manera equivalente, el factor de corrección que multiplica al IPC para obtener el verdadero índice de precios en el período t es:

$$Corrección_t = 1 - Sesgo_t = \exp\left(\frac{-\delta_t}{\beta}\right) \quad (9)$$

Dado que el sesgo del IPC así definido es función de estimadores estadísticos, su error estándar no se infiere directamente de la estimación de la ecuación (5). Para calcular el error estándar del sesgo y reportar su intervalo de confianza se recurre al método delta (véase Oehlert, 1992).

El procedimiento para inferir el sesgo del IPC merece algunas observaciones. En primer lugar, para su estimación es necesario identificar los parámetros  $\delta_t$ , es decir, los efectos temporales que miden los traslados horizontales de las curvas de Engel a lo largo del tiempo (condicional a las restantes variables). Para ello la ecuación (5) se estima con el *pool* de las últimas tres encuestas de gastos (las ENGIH 1995/96, 2005/06 y 2016/17) en cuyo caso la ecuación incluirá una *dummy* para las observaciones correspondientes a la ENGIH 2005/06 y otra para la ENGIH 2016/17. A partir de estos coeficientes podrá inferirse el sesgo acumulado del IPC entre 1995/06 y 2005/06 (período 1), el sesgo acumulado entre 2005/06 y 2016/17 (período 2) y el sesgo acumulado en los 22 años transcurridos entre 1995/96 y 2016/17.

En segundo lugar, para poder estimar los parámetros de la ecuación (5) es necesario contar con una apertura del IPC por regiones; en caso contrario el coeficiente  $\gamma$  de los precios relativos de alimentos no puede ser identificado debido a que los cambios de precios relativos a lo largo del tiempo estarán perfectamente correlacionados con las *dummies* temporales. En Uruguay la apertura del IPC por regiones (Montevideo e Interior) existe desde el cambio a la base diciembre 2010. Para superar este problema utilizaremos el conocimiento de la diferente estructura (ponderadores) del gasto por regiones a nivel de Divisiones para construir hacia atrás un índice de precios por regiones ad-hoc que abarque todo el período. Se describe en detalle este procedimiento en la sección siguiente.

En tercer lugar, a diferencia de Hamilton (2001), que utiliza el ingreso de los hogares como la variable del lado derecho ( $Y_{ijt}$ ), se sigue la recomendación de la literatura de utilizar el gasto, lo que se sustenta tanto en consideraciones teóricas como prácticas. La hipótesis del ingreso permanente formulada por Friedman (1957) sostiene que el consumo no es función del ingreso corriente, sino del ingreso permanente, el cual es inobservable. Existe cierto consenso de que el gasto aproxima mejor el ingreso permanente que el ingreso corriente (Deaton, 1997). Sin embargo, el posible error de medida en la variable gasto puede derivar en un problema de endogeneidad de dicha variable en la ecuación (5), ya que el gasto puede estar correlacionado con el término de error de dicha ecuación (teniendo en cuenta que la variable dependiente está definida a partir de dicho gasto). Como se ha señalado en la literatura, el problema de endogeneidad del gasto conduce a un sesgo de atenuación en el estimador por MCO de su respectivo coeficiente ( $\beta$ ). Teniendo en cuenta la relación entre  $\beta$  y la estimación del sesgo del IPC dada por la ecuación (8), el posible sesgo de

atenuación del estimador MCO de  $\beta$  conduce a una sobreestimación del sesgo del IPC. Para corregir la endogeneidad, siguiendo la literatura empírica, se utiliza el ingreso como variable instrumental del gasto (véase por ejemplo Banks et al., 1997; de Carvalho Filho, 2012). El ingreso cumple con la condición de ser un instrumento relevante en tanto se correlaciona estrechamente con el gasto y, al ser reportado de manera independiente y no surgir de la suma de gastos parciales, escapa al problema de endogeneidad derivado de los errores de medida en dichas variables (i.e. es exógeno a los efectos de la ecuación (5)).

Finalmente, con el objetivo de contrastar la tercera hipótesis acerca de la existencia de un sesgo del IPC heterogéneo según el nivel de ingreso de los hogares, siguiendo a de Carvalho Filho y Chamon (2012), se estima la ecuación (5) por separado por quintil de hogares agrupados según el ingreso per cápita.

### III.2 Análisis de sensibilidad

A los efectos de inspeccionar la sensibilidad de los resultados a la especificación del modelo, se emplea una especificación alternativa de la curva de Engel que resulta de agregar un término cuadrático en el logaritmo del gasto real (modelo QAIDS):

$$\omega_{ijt} = \phi + \gamma \ln\left(\frac{p_{jt}^A}{p_{jt}^N}\right) + \beta_0 \ln\left(\frac{Y_{ijt}}{p_{jt}}\right) + \beta_1 \ln\left(\frac{Y_{ijt}}{p_{jt}}\right)^2 + X'_{ijt}\theta + \mu_{ijt} \quad (10)$$

Sustituyendo (3) en (10), asumiendo nuevamente que  $(\varepsilon_t^A = \varepsilon_t^N)$ , se obtiene:

$$\begin{aligned} \omega_{ijt} = & \varphi_j + \gamma(\pi_{jt}^A - \pi_{jt}^N) + \beta_0(y_{ijt} - \pi_{jt}) + \beta_1(y_{ijt} - \pi_{jt})^2 + X'_{ijt}\theta - \beta_0\varepsilon_t - \beta_1\varepsilon_t^2 \\ & - 2\beta_1(y_{ijt} - \pi_{jt})\varepsilon_t + \mu_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

La cual a efectos de su estimación derivaría simplificada en:

$$\omega_{ijt} = \varphi_j + \gamma(\pi_{jt}^A - \pi_{jt}^N) + \beta_0(y_{ijt} - \pi_{jt}) + \beta_1(y_{ijt} - \pi_{jt})^2 + X'_{ijt}\theta + \delta_{1t}D_t + \delta_{2t}(y_{ijt} - \pi_{jt})D_t + \mu_{it} \quad (12)$$

Esta ecuación está sobreidentificada y no es lineal en los parámetros, por lo que no es posible de estimar por MCO. Obsérvese que la ecuación (11) se puede reescribir de la siguiente manera:

$$\omega_{ijt} = \varphi_j + \gamma(\pi_{jt}^A - \pi_{jt}^N) + \beta_0(y_{ijt} - \pi_{jt} - \varepsilon_t) + \beta_1(y_{ijt} - \pi_{jt} - \varepsilon_t)^2 + X'_{ijt}\theta + \mu_{it} \quad (13)$$

Siguiendo a Barret y Brzozowski (2010), teniendo en cuenta que  $\varepsilon_t$  es el único término que tiene variabilidad temporal exclusivamente, se puede plantear la siguiente ecuación estimable por Mínimos Cuadrados No Lineales:

$$\omega_{ijt} = \varphi_j + \gamma(\pi_{jt}^A - \pi_{jt}^N) + \beta_0(y_{ijt} - \pi_{jt} - \lambda_t D_t) + \beta_1(y_{ijt} - \pi_{jt} - \lambda_t D_t)^2 + X'_{ijt}\theta + \mu_{it} \quad (14)$$

Obsérvese que en este caso el coeficiente  $\lambda_t$  es directamente el factor de corrección (en logaritmos) debido al sesgo del IPC acumulado hasta el año t ( $\lambda_t = \varepsilon_t$ ).

La eventual no linealidad de la relación entre la proporción del gasto en alimentos y el gasto per cápita (en logaritmos) también será explorada mediante un ajuste semi-paramétrico de las curvas de Engel en cada uno de los años. Para esto se utiliza el estimador parcialmente lineal de Robinson (1988) que parte de una especificación en la que todas las variables entran linealmente (parte paramétrica) excepto el logaritmo del gasto per cápita que entra como una función no lineal  $f(\cdot)$  (parte no paramétrica). El método de Robinson tiene varias etapas. Primero se obtiene el vector de coeficientes de la parte paramétrica. Luego se ajusta la relación no paramétrica  $f(\cdot)$  mediante el método de regresión polinómica local ponderada, donde la forma de los pesos de cada observación (dentro de una determinada banda) se definen a partir de una función Kernel.

Por otro lado, se analizó la robustez de los resultados obtenidos a la construcción ad-hoc de la variación de los precios relativos de alimentos y no alimentos por regiones. La construcción de esta variable es especialmente criticable en el primer periodo (1995/06-2005/06) ya que se utilizan las estructuras de ponderadores por región derivadas del IPC base 2010.

Para este análisis se procedió a estimar el modelo lineal (5) excluyendo dichos precios relativos como variable explicativa, en cuyo caso la ecuación a estimar es la siguiente:

$$\omega_{it} = \phi + \beta(y_{ijt} - \pi_{jt}) + X'_{it}\theta + \delta_t D_t + \mu_{ijt} \quad (15)$$

Sin embargo, en este caso el coeficiente de la *dummy* temporal ( $\delta_t$ ) recoge no sólo el término relacionado con el sesgo del IPC ( $-\beta\varepsilon_t$ ) sino también el efecto de la variación intertemporal del precio relativo alimentos-no alimentos sobre la participación del gasto de alimentos:  $\gamma(\pi_t^A - \pi_t^N)$ .

Por lo tanto, para aislar el sesgo del IPC a partir del  $\delta_t$  obtenido de la estimación de (15), es necesario aplicar la siguiente fórmula:

$$Sesgo = 1 - \exp\left\{\frac{\delta_t - \bar{\gamma}[\ln(1 + \pi_t^A) - \ln(1 + \pi_t^N)]}{-\beta}\right\} \quad (16)$$

La fórmula requiere utilizar un valor del parámetro  $\gamma$ . Como el precio relativo de alimentos y no alimentos fue excluido de la ecuación (15), dicho coeficiente debe ser obtenido por otra vía.

Una primera posibilidad es hacer uso de la mayor confiabilidad de la variable que mide la variación del precio relativo de alimentos y no alimentos por regiones en el segundo período (dado que el IPC ofrece una canasta específica por regiones desde el año 2010). De este modo, para analizar la robustez del sesgo del IPC en el primer período, se utiliza la fórmula (16) con el  $\gamma$  estimado para el segundo período. Para esto último se ajusta la ecuación (5) con los datos de la ENGIH 2005/06 y la ENGIH 2016/17 y se obtiene el coeficiente del precio relativo de alimentos y no alimentos.

Una segunda posibilidad, consiste en obtener un valor de  $\gamma$  siguiendo a Gibson et al. (2008). En primer lugar, se calcula la elasticidad precio de la demanda de alimentos ( $\eta_p$ ) con el método ideado por Frisch (1959):

$$\eta_p = \frac{1}{\theta} \eta_g (1 - \omega \eta_g) - \omega \eta_g \quad (17)$$

donde  $\omega$  es la participación promedio del gasto alimentario,  $\eta_g$  es la elasticidad al gasto de la demanda de alimentos ( $\eta_g = 1 + \beta/\omega$ ) y  $\theta$  es la flexibilidad del dinero o elasticidad de la utilidad marginal del gasto. La estimación de la flexibilidad del dinero surge de la relación propuesta por Lluch et al. (1977):  $\theta \approx -36X^{-0.36}$ , donde  $X$  es el PIB per cápita en dólares de 1970. Con esta estimación de la elasticidad precio en base a la fórmula (17) y teniendo en cuenta que dicha elasticidad también puede ser calculada con la siguiente fórmula:  $\eta_p = -1 + \left[ \frac{\gamma - \alpha\beta}{\omega} \right]$ , es posible despejar  $\gamma$ :

$$\bar{\gamma} = (1 + \eta_p)\omega + \alpha\beta \quad (18)$$

Donde  $\beta$  es el coeficiente de Engel obtenido de la estimación de la ecuación (15) y  $\alpha$  es la ponderación del gasto en alimentos en la canasta del IPC.

## IV. Los Datos

Se utilizan los microdatos de las últimas tres encuestas de gastos e ingresos de los hogares de Uruguay, es decir las ENGIH de 1994/95, 2005/06 y 2016/2017 realizadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Por otro lado, se utiliza la información (series de precios y ponderaciones) del IPC elaborado por el INE para el período 1994 a 2017.

Cabe destacar que las ENGIH constituyen el principal insumo utilizado por el INE para elaborar las canastas del IPC. Concretamente, la ENGIH de 1994/95 fue la fuente de información para la construcción de la canasta del IPC base marzo 1997 y la ENGIH 2005/06 fue la fuente para la canasta del IPC base diciembre 2010. No obstante, vale señalar que la estructura del gasto en las canastas del IPC no coincide exactamente con las observadas en las respectivas ENGIH; esto se explica por razones conceptuales (el alcance del IPC excluye determinados tipos de gasto y requiere el ajuste de determinados conceptos de gasto) y por otras razones (el INE realiza ajustes por subdeclaración de algunos gastos y actualiza los ponderadores al período base de los precios). Esto explica, por ejemplo, por qué existe una discrepancia entre la ponderación de los alimentos en una determinada canasta del IPC y la participación del gasto en alimentos en la ENGIH que sirvió de base para determinación de dicha canasta.<sup>15</sup>

La información del índice de precios utilizada, tanto para deflactar el gasto como el ingreso de los hogares y para medir la variación del precio relativo de alimentos y no alimentos, comprende tres bases distintas del IPC: la base diciembre 1985, la base marzo 1997 y la base diciembre 2010. Para empalmar los índices de precios de alimentos y no alimentos y compatibilizar con la actual agrupación en Divisiones de la Clasificación del Consumo Individual por Finalidades (CCIF), fue necesario realizar la apertura del Rubro Alimentos y Bebidas de la base diciembre 1985 para quitarle el subrubro 119 “Bebidas alcohólicas”, actualmente en la División 2 “Bebidas alcohólicas, Tabaco y Estupefacientes”, y el subrubro 116 “Comidas fuera del Hogar”, actualmente comprendido en la División 11 “Restoranes y Hoteles”. Posteriormente, combinando las variaciones del IPC a nivel de subrubros con sus respectivos ponderadores, se calcularon las variaciones del IPC desde 1994 a marzo de 1997 a nivel de las divisiones según la clasificación actual<sup>16</sup>.

Para capturar la diferente evolución del precio relativo de alimentos y no alimentos por región, a los efectos de identificar uno de los parámetros clave para estimar el sesgo del IPC, fue necesario reconstruir las series de estos índices por región. Como se señaló previamente, el INE comienza a

---

<sup>15</sup> La ponderación del gasto en alimentos en el IPC (denominada  $\alpha$ ) y la participación del gasto total en alimentos en el gato total en las ENGIH (o equivalentemente su participación promedio,  $\bar{\omega}$ ) se utilizan más adelante en el cálculo de elasticidades y en todos los casos difieren en menos de 2 puntos porcentuales.

<sup>16</sup> Este es, dentro del período de análisis, el subperíodo en el que está vigente del IPC base diciembre de 1985.

realizar la apertura del IPC entre Montevideo e Interior a partir del cambio de base de diciembre 2010, por lo que se requiere de un artificio para construir la requerida variación de precios relativos de los alimentos diferenciada por regiones antes de esa fecha. Para ello, en base al conocimiento de la diferente estructura del gasto por regiones a nivel de Divisiones de la base diciembre 2010 y la variación del IPC en cada división para el total país, se reconstruyó la serie de IPC por regiones para el período anterior a diciembre de 2010.

El procedimiento es el siguiente. Denominemos respectivamente  $d, j, t$  a los subíndices correspondientes a la división  $d$ , en la región  $j$ , en el período  $t$ , con  $d = 1, 2, \dots, 12$ ;  $j = p, m, i$  ( $p$  = Total país,  $m$  = Montevideo,  $i$  = Interior) y los superíndices  $A, N$  para referirse a los grupos de productos Alimentarios (correspondientes a la División 1) y productos No alimentarios (Divisiones 2 a 12).

Dado que los alimentos corresponden a una única división, el índice en cada región se supone igual al índice del total país de la División 1:  $IPC_{jt}^A = IPC_{1pt}^A$ . Por otro lado, el índice agregado de no alimentos en la región  $j$  en el período  $t$  se construye con la información del IPC de cada división de no alimentos del total país ( $IPC_{dpt}$ ,  $d = 2, \dots, 12$ ) y la ponderación de cada División en cada región ( $\alpha_{dj}$ ) tomada de la base de diciembre de 2010. El índice de No alimentos ( $IPC_{jt}^N$ ) en cada región se obtiene de la siguiente manera:

$$IPC_{jt}^N = \frac{\sum_{d \in N} \alpha_{dj} * IPC_{dpt}}{\sum_{d \in N} \omega_{dj}}, \quad \text{para } j = m, i$$

Finalmente, la variable que recoge la variación del precio relativo entre alimentos y no alimentos en los modelos econométricos a estimar (ver ecuación 5) es igual a:

$$\pi_{jt}^A - \pi_{jt}^N = \ln \left( \frac{IPC_t^A / IPC_{1994}^A}{IPC_{jt}^N / IPC_{j1994}^N} \right) \quad \text{donde } t = 1994, 2006, 2017$$

En la Tabla 1 se aprecia una mayor inflación promedio durante el primer período (1994/95-2005/06), de casi 13% anual, que se reduce a un promedio del 8% en el segundo período (2005/06-2016/17). El precio relativo de los alimentos en relación a los no alimentos tuvo un comportamiento dispar en ambos períodos. Mientras en el primero experimenta una caída acumulada del orden de 3%, en el segundo aumenta un 17%. Para este segundo período, que a partir del año 2010 se dispone de apertura por regiones, se registra un mayor aumento de precios en Montevideo en relación a registrado en el Interior. Dada la magnitud del cambio en los precios relativos y la

relevancia de éstos en la posición de la curva de Engel, se realizan algunas las pruebas de robustez para evaluar su influencia en las estimaciones.

**Tabla 1. Índice y variación del IPC por períodos según regiones y alimentos/no alimentos**

	Índice		Variación anual promedio	Índice		Variación anual promedio
	1994/95	2005/06	1994/95-2005/06	2016/17	2005/06 - 2016/17	
<b>Total</b>						
Montevideo	18,28	72,29	12,8%	170,56	8,1%	
Interior		72,29		165,39	7,8%	
<b>Alimentos</b>						
Montevideo	16,87	64,64	12,5%	172,93	9,4%	
Interior		64,64		170,55	9,2%	
<b>No alimentos</b>						
Montevideo	19,00	75,59	12,9%	169,86	7,6%	
Interior		76,53		163,13	7,1%	

Fuente: elaboración propia en base al IPC (Base diciembre 2010=100) del INE

La ENGIH de 1994/95 es representativa de todo el país urbano, con información relevada de uno 3.7 mil hogares pertenecientes a localidades de más de 10 mil habitantes. La muestra comprende hogares del departamento de Montevideo y cinco departamentos del interior (Colonia, Durazno, Maldonado, Salto y Rivera). El marco muestral de esta encuesta es el Censo de 1985 con algunas actualizaciones en base a la Encuesta Continua de Hogares de 1992-94.

Las últimas dos encuestas de gastos son representativas de todo el país, tanto urbano como rural, con información relevada en todos los departamentos. Para hacerlas comparables a la primera ENGIH 1994/95, el análisis se restringió a los hogares pertenecientes a las localidades de 5 mil y más habitantes.<sup>17</sup>

Los tamaños muestrales de las ENGIH 2005/06 y 2016/17 son cercanos a 7 mil hogares y se reducen, respectivamente, a 4.6 y 5.3 al excluir las localidades pequeñas y áreas rurales. Sus marcos muestrales son el Censo 2004 y el Censo 2011 respectivamente. Ambas encuestas utilizan la Clasificación de Consumo Individual por Finalidades (CCIF) de 1999 elaborada por Naciones Unidas y adaptada por el INE para Uruguay. Para la ENGIH 2016-2017, se realizaron algunas modificaciones y aperturas de nuevos productos agregando otro dígito, pero manteniendo la coherencia con la CCIF a nivel de los 7 primeros dígitos.

<sup>17</sup> La falta de información para distinguir las localidades incluidas en la muestra, impidió restringir la muestra a los hogares de poblaciones de 10 mil y más, que es estrictamente la cobertura de la ENGIH 1994/95. En la ENGIH 2005/06 la variable estrato permite identificar regiones, pero cada una de estas está formada por localidades de distintos tamaños. En la base de la ENGIH 2016/17 no existe una variable que permita identificar la localidad de residencia de los hogares.

La variable de gasto utilizada es el gasto de consumo final de los hogares. Esto excluye los gastos con otro destino (por ejemplo, para la actividad económica de los hogares) y comprende los productos de las Divisiones 1 a 12 de la CCIF. Este gasto también excluye el gasto imputado por uso de la vivienda propia (valor locativo). Como se señaló previamente, el gasto en alimentos es la suma de los gastos del hogar en productos de la División 1 (Alimentos y bebidas no alcohólicas) y los no alimentos son los gastos en las Divisiones 2 a 12. Queda comprendida dentro del gasto en No alimentos la División 11 “Restoranes y Hoteles”. Este último, en la medida que es una mezcla difícilmente separable de gasto en alimento y servicios no alimentarios, requeriría una consideración especial.<sup>18</sup>

**Tabla 2. Evolución del gasto total, alimentario y no alimentario**  
(en pesos uruguayos corrientes)

Encuesta	Gasto de consumo (promedio mensual por hogar)			Participación del gasto de alimentos
	Alimentos	No alimentos	Total	
1994/95	1.473	3.975	5.448	34,3%
2005/06	3.523	12.388	15.911	28,3%
2016/17	8.982	32.594	41.576	25,5%

Fuente: elaboración propia en base a las ENGIH del INE

Como se aprecia en la Tabla 2, aunque los gastos alimentarios y no alimentarios crecen más que la inflación, los últimos lo hacen en mayor medida, por lo que la participación del gasto en alimentos (gasto en alimentos sobre gasto total) desciende sistemáticamente, consistente con el incremento del poder adquisitivo de la población a lo largo del tiempo y el cumplimiento de la Ley de Engel.

La variable ingreso del hogar que se considera, es el ingreso corriente excluyendo los ingresos del servicio doméstico. Este comprende los ingresos primarios (derivados del trabajo de los miembros del hogar, la propiedad de activos y el valor locativo) y las transferencias corrientes.

Las variables de control incluidas en las curvas de Engel fueron las siguientes: i) la variable región (indicadora de los hogares de Montevideo), ii) el tamaño del hogar definido como el número de integrantes excluyendo el servicio doméstico, iii) el número de personas con hasta 6 años de edad, iv) el número de personas entre 7 y 12 años, v) el número de personas entre 13 y 18 años, vi) la edad del jefe del hogar, vii) el sexo del jefe del hogar (indicador de sexo femenino) y viii) la educación del jefe (indicador de al menos educación secundaria completa).

<sup>18</sup> En el presente trabajo se exploraron algunas alternativas seguidas en la literatura, como la inclusión de la participación de los gastos en “Restoranes y Hoteles” y los precios relativos de estos gastos, como variables explicativas en las ecuaciones. Las estimaciones resultaron muy poco sensibles a estas alternativas.

**Tabla 3. Estadísticas de las variables de control**

Variable	Año de Encuesta		
	1994/95	2005/06	2016/17
Montevideo (% de hogares)	56,78	42,45	41,48
Tamaño del hogar (n° de personas)	3,23	2,98	2,81
Niños de 6 años o menos (cantidad media por hogar)	0.34	0,30	0,24
Niños entre 7 y 12 años (cantidad media por hogar)	0.31	0.28	0.22
Niños entre 13 y 18 años (cantidad media por hogar)	0.34	0.29	0.26
Edad del jefe	53.0	52.8	51.9
Mujer jefa de hogar (% de hogares)	26,47	40,2	51.1
Jefe con educación secundaria completa o más (% de hogares)	27,48	24,1	36,2

Fuente: elaboración propia en base a las ENGIH del INE

El tamaño del hogar y las variables relativas a la cantidad de menores fueron incluidas en las ecuaciones como conjunto de *dummies*. El tamaño del hogar se incluyó mediante 5 *dummies* indicadoras de 2, 3, 4, 5 y 6 o más integrantes, siendo la *dummy* omitida la de los hogares unipersonales. Las variables de cantidad de menores se incluyeron mediante 3 *dummies* (1 menor, 2 menores y 3 o más menores) siendo la ausencia de menores la categoría omitida.

La edad del jefe también se incluyó mediante un set de *dummies* indicadoras de 13 tramos quinquenales de edad entre los 21 y los 80 años y una categoría que agrupa a los mayores de 80 (siendo los menores de 21 la categoría omitida).

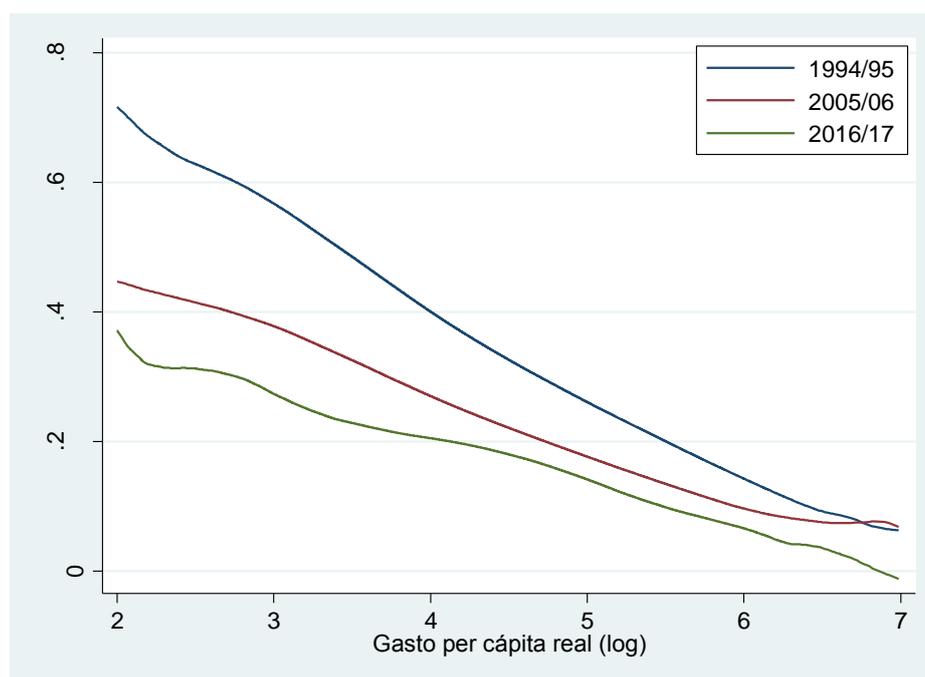
En la Tabla 3 se resumen los valores medios de estas variables. Cabe destacar el significativo aumento del porcentaje de hogares con jefatura femenina, que pasan de representar poco más de la cuarta parte en 1995 a casi la mitad en 2017. También se observa un aumento de los jefes con al menos secundaria completa como máximo nivel educativo y un sistemático descenso del tamaño de los hogares y de la cantidad de menores que lo componen.

## V. Los resultados

Se comienza con una inspección gráfica de las curvas de Engel ajustadas para cada uno de los años. Para esto se utiliza un método flexible de ajuste de dichas curvas, que es el estimador parcialmente lineal de Robinson (1988) para modelar una relación no paramétrica entre la proporción del gasto en alimentos y el gasto per cápita real (en logaritmos). Este método fue descrito en la sección III, las curvas ajustadas y sus respectivos intervalos de confianza se presentan en el Gráfico A1 del Anexo<sup>19</sup>.

El Gráfico 2 contiene las estimaciones no paramétricas de las curvas de Engel en cada una de las tres encuestas consideradas. El Gráfico se restringe al intervalo [2;7] del logaritmo del gasto per cápita, ya que para valores fuera de dicho intervalo (i.e. valores extremos) el ajuste es claramente impreciso y las curvas estimadas tienen formas poco plausibles (ver Gráficos A1 y A2 del Anexo).

**Gráfico 2. Estimación no paramétrica de las curvas de Engel.  
Años 1994/95, 2005/06 y 2016/17**



Estimaciones propias en base a ENGIH 1994/5, ENGIH 1994/5 ENGIH 1994/5 e IPC del INE

Esta primera aproximación a las curvas de Engel permite realizar las siguientes observaciones. En primer lugar, se comprueba el postulado básico de la ley de Engel; una vez descontado el efecto de las restantes variables, la participación del gasto en alimentos es decreciente con el gasto per cápita

<sup>19</sup> Los resultados corresponden a la elección de un polinomio local de orden 1 y la densidad de Epanechnikov como función de los pesos.

de los hogares. En segundo lugar, en línea con Banks et al. (1997), parece razonable el supuesto de linealidad en la relación entre estas dos variables, lo que permite dar sustento al modelo paramétrico de la ecuación (5). En tercer lugar, se constata un claro desplazamiento de la curva de Engel hacia abajo e izquierda a lo largo del tiempo, consistente con un sesgo positivo del IPC. Dicho desplazamiento, a su vez, es mayor entre 1994/95 y 2005/06 que entre 2005/06 y 2016/17. En cuarto lugar, se constata un cambio en las pendientes de las curvas. Las curvas de Engel se vuelven más planas, esto es, el traslado hacia abajo es mayor en los tramos de gasto (o ingreso) per cápita más bajo. Esta última observación es más clara en el primer período, es decir, al comparar la curva de Engel de la ENGIH 2005/06 con la de la ENGIH 1994/95.

En las Tablas A1 del Anexo se presentan distintas estimaciones del modelo lineal en la variable gasto (o ingreso). La primera columna corresponde a la especificación que considera el gasto per cápita (en logaritmos) como variable explicativa. La estimación correspondiente a la segunda columna utiliza el gasto total (en logaritmos) en lugar del gasto per cápita. La tercera y cuarta columna corresponden, respectivamente, a la estimación con el ingreso per cápita y el ingreso total (ambos en logaritmos) en lugar del gasto. La quinta columna corresponde a la estimación por variables instrumentales (VI) donde el logaritmo del ingreso per cápita es utilizado como instrumento del logaritmo del gasto per cápita. Todas estas estimaciones (hasta la columna 5 inclusive) se realizan sobre la muestra de las tres encuestas agrupadas. Las dos últimas columnas corresponden a la misma estimación que la columna 5 (VI), pero estimando el sesgo por separado para cada uno de los períodos. Es decir, la columna 6 corresponde a la estimación con los datos conjuntos de las ENGIH 1994/95 y 2005/06, y la columna 7 a la estimación con las ENGIH 2005/06 y 2016/17.

Las Tablas del Anexo, además de reportar todos los coeficientes de las curvas de Engel, presentan el sesgo del IPC calculado de acuerdo a la fórmula (8) de la sección III.

La Tabla 4 presenta un resumen de los principales coeficientes de la estimación por VI. El contraste de exogeneidad del logaritmo del gasto per cápita, estadístico de Wu-Hausman, permite rechazar dicha hipótesis, por lo que la estimación por VI es una estrategia adecuada. Por otro lado, el estadístico F de la primera etapa da cuenta de la relevancia del instrumento elegido; el logaritmo del ingreso per cápita está altamente correlacionado con el gasto.<sup>20</sup> A continuación se comentan los resultados de esta estimación y las diferencias con las restantes estimaciones se comentan en la próxima sección.

---

<sup>20</sup> El valor de F es 6348. Una regla informal para rechazar la debilidad de un instrumento es que  $F \geq 10$  (Staiger y Stock, 1997).

Antes de ir a los resultados del sesgo, vale destacar que los valores estimados de los principales coeficientes de las curvas de Engel son consistentes con la teoría económica. El coeficiente  $\beta$  del logaritmo del gasto (o ingreso), o coeficiente de Engel, es negativo y estadísticamente significativo (-0.118), consistente con la Ley de Engel. En base a este resultado se puede inferir que la elasticidad promedio del gasto en alimentos es  $\eta_g = 0.58$ . La elasticidad gasto positiva y menor a la unidad permite caracterizar a los alimentos como bienes necesarios<sup>21</sup>. Como se mencionó, es relevante que esta elasticidad sea significativamente menor a uno para poder distinguir los desplazamientos de la curva de Engel de los movimientos dentro de la curva.

La estimación del coeficiente  $\gamma$  del precio relativo de los alimentos resultó significativo y positivo con un valor de 0.273. Este resultado es consistente con el hecho de que los alimentos son bienes necesarios con demanda inelástica. La elasticidad precio promedio de los alimentos, inferida a partir de los coeficientes estimados, es  $\eta_p = 0.09$ .

Las *dummies* temporales resultaron significativas y con signo negativo en todas las variantes estimadas, en línea con el traslado hacia abajo de la curva de Engel a lo largo del tiempo y la hipótesis de que el IPC sobreestima el costo de vida.

Respecto a las restantes variables de control, se observa que la participación del gasto en alimentos es decreciente de manera significativa con el tamaño de los hogares. Esto indica la existencia de economías de escala en el gasto. A igualdad de las restantes variables (incluido el gasto o ingreso per cápita), un hogar numeroso tiene un mayor nivel de bienestar reflejado en una menor proporción del su presupuesto en alimentos. También son negativos de manera significativa los coeficientes de la jefatura femenina del hogar y de la secundaria completa del jefe de hogar. La influencia de la educación en los patrones de gasto es un hecho suficientemente documentado. Por otro lado, se constata una relación creciente entre la edad del jefe del hogar y la proporción del gasto alimentario.

La estimación del sesgo anual promedio del IPC en el primer período es de 5.4% y de 1.92% en el segundo período. Ambas estimaciones son estadísticamente significativas y avalan la hipótesis de un sesgo positivo del IPC. Cabe destacar que el error estándar del sesgo en el segundo período es sensiblemente más alto que en el primero y por lo tanto el intervalo de confianza al 95% es más amplio y comprende valores desde 0.3% hasta 3.6%. Si se considera el conjunto del período analizado, 1994-2017, el sesgo medio anual es de 3.7%.

---

<sup>21</sup> La elasticidad del gasto en alimentos con relación al gasto total se calcula en base a la fórmula  $\eta_g = 1 + \beta/\bar{w}$  y la elasticidad precio como:  $\eta_p = -1 + [(\gamma - \alpha\beta)/\bar{w}]$ , donde  $\beta$  es el coeficiente de Engel,  $\gamma$  el coeficiente de los precios relativos de los alimentos en la regresión,  $\bar{w}$  es la participación promedio del gasto en alimentos en los datos de las encuestas utilizadas y  $\alpha$  es la ponderación del gasto alimentario en el IPC.

**Tabla 4. Estimaciones por Variables Instrumentales de los principales coeficientes de la especificación lineal de la Curva de Engel y sesgo anual promedio del IPC según período**

VARIABLES	Coeficiente	Std. Err.
ln(gasto per cápita)	-0.118***	(0.00243)
ln(precios relativos alim.-no alim)	0.273***	(0.0566)
<i>Dummies</i> temporales (omitida t=0, 1994-95)		
t = 1, 2005-06	-0.0749***	(0.00342)
t = 2, 2016-17	-0.100***	(0.00931)
Sesgo anualizado		
1994/95 - 2005/06	0.0540***	(0,0025)
	[0,0491 0,0590]	
2005/06 - 2016/17	0.0192**	(0,0083)
	[0,0029 0,0356]	
1994/95 - 2016/17	0.0371***	(0,0034)
	[0,0304 0,0438]	
Observaciones	13,445	
R-squared	0.368	
F(1st stage)	6348	
Wu-Hausman	100.3	
Wu-Hausman(p-value)	0,000	

Nota: Variable independiente Gasto per cápita (log) instrumentada con el Ingreso per cápita (log). Los coeficientes de las restantes variables de la ecuación se presentan en la columna 5 de la Tabla A1 del Anexo. Errores estándar robustos entre paréntesis. \*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1. Los intervalos del sesgo que se presentan debajo entre paréntesis rectos son al 95% de confianza y se obtienen por el método delta.

Este resultado también es coherente con la segunda hipótesis, es decir, el sesgo del IPC es creciente con el nivel de la inflación. El aumento promedio anual del IPC registrado a lo largo del período transcurrido entre las dos primeras encuestas fue del 13%. Luego, en el período transcurrido entre las últimas dos encuestas, fue del 8%. El sesgo estimado para el segundo período, del orden del 2%, se encuentra dentro del rango considerado como plausible para estimaciones realizadas en otros países con una inflación similar. La magnitud del sesgo en el primer período resulta menos verosímil a primera vista. El resultado significaría que a lo largo de los 11 años transcurridos entre 1995 y 2006, el IPC acumuló un sesgo del 47% respecto al verdadero costo de vida.

Es muy probable que en el primer período efectivamente se haya producido una mayor sustitución en el gasto de diversos bienes a causa de la mayor variabilidad de los precios relativos. Por ejemplo, el tipo de cambio real es un 23% más alto en 2005/06 con relación a 1994/95 producto de la devaluación de principios de los 2000. Por lo tanto, es probable que a finales de dicho período los bienes transables estén sobrerrepresentados en el IPC y consecuentemente sobreestimada la

variación del costo de vida. A modo de ejemplo, los automóviles, que tenían una ponderación de 2.19% en la base 1997 (basada en la ENGIH de 1994/95 y vigente hasta el diciembre de 2010), pasan a representar un 1.25% en la base 2010 (basada en la ENGIH 2005/06).

De todas maneras, es plausible que existan otras razones detrás de la magnitud del sesgo estimado para el primer período. Hay que tener en cuenta que cualquier desplazamiento que experimente la curva de Engel en el tiempo, que no sea explicado por las variables incluidas en el modelo, es atribuido al sesgo del IPC según esta metodología. Una posible explicación del desplazamiento de la curva de Engel está relacionada con la reducción de la inflación que experimenta la economía uruguaya durante el primer período, es decir, con la evolución del impuesto inflacionario. Para visualizar este punto, considere dos economías idénticas, con la única diferencia de que una tiene inflación y la otra no. A lo largo de un mes, en la primera economía, debido a la pérdida de poder adquisitivo del dinero, el gasto de los hogares en términos reales (en unidades físicas) será menor al de la segunda economía. Esto a pesar de que el gasto monetario expresado a precios constantes sea el mismo en ambas economías. Este menor gasto real para cada nivel de gasto monetario medido (y correctamente deflactado) provoca que la participación del gasto alimentario (que es un indicador del bienestar) sea mayor en la economía inflacionaria. En otras palabras, el efecto del impuesto inflacionario se refleja en una posición más elevada y a la derecha de la curva de Engel<sup>22</sup>.

A los efectos de contrastar la tercera hipótesis y explorar la existencia de un sesgo del IPC heterogéneo por nivel de ingreso, en la Tabla 5 se presenta un resumen del sesgo por quintiles de ingresos<sup>23</sup>. Estos resultados se derivan de la estimación de curvas de Engel por quintiles bajo una especificación lineal en el logaritmo del gasto per cápita y mediante VI. Los resultados completos de estas estimaciones se presentan en la Tabla A3 del Anexo. Los resultados obtenidos son consistentes con el aplanamiento de las curvas de Engel, como se anticipó al comentar el Gráfico 2. En el primer período se verifica un sesgo del IPC decreciente con el nivel de ingreso de los hogares. El sesgo se ubica en 7.27% anual en el primer quintil y desciende a menos de 4.12% en el quintil más alto. Este resultado indica que el IPC sobreestimó el verdadero aumento del costo de vida en mayor magnitud en los hogares de bajos ingresos. Este resultado puede afectar el análisis de la evolución de la desigualdad entre 1994/95 y 2004/05. Si el sesgo del IPC es decreciente con el ingreso, la evolución de la desigualdad real (medida con los ingresos deflactados con el verdadero costo de vida) debería ser más favorable que la medida en base a los ingresos nominales o

---

<sup>22</sup> Un “cálculo de servilleta” consistente en deducir la carga del impuesto inflacionario en cada uno de los años de las encuestas, permite tener una idea de la magnitud del error cometido al estimar el sesgo del IPC por esta razón. Para esto se estimó el impuesto inflacionario en cada año como el producto de la base monetaria (como proporción del gasto de los hogares) y la inflación media de cada año. El porcentaje obtenido se dedujo del gasto de los hogares de la muestra y se volvió a estimar las curvas de Engel y a calcular el sesgo del IPC. La estimación puntual del sesgo del IPC en el primer período se reduce a 4.8% anual, mientras que se mantiene en 1.9% en el segundo período.

<sup>23</sup> Los hogares fueron agrupados por separado en cada una de las encuestas en base al ingreso per cápita.

deflactados por el IPC. Es plausible que una parte de esa mejora (no medida) en la desigualdad, se explique por la caída de la tasa de inflación, en tanto el impuesto inflacionario es un impuesto regresivo. Una menor inflación mitiga los efectos redistributivos de dicho impuesto, por lo que es plausible que, en línea con los hallazgos de Carvalho Filho y Chamon (2012) para el caso de Brasil, el menor aumento en el costo de vida de los hogares más pobres se pueda atribuir a la reducción de la tasa de inflación en la década de 1990.

**Tabla 5. Estimaciones del sesgo del IPC (anualizado) por quintil de ingreso según período**

	Sesgo	Std. Err.		[95% Conf. Interval]	
				inf.	sup.
1994/95 - 2005/06					
Q1	0,0727	0,0063	***	0,0603	0,0850
Q2	0,0447	0,0055	***	0,0339	0,0555
Q3	0,0637	0,0168	***	0,0309	0,0966
Q4	0,0547	0,0115	***	0,0322	0,0773
Q5	0,0412	0,0060	***	0,0295	0,0529
2005/06 - 2016/17					
Q1	0,0003	0,0199		-0,0387	0,0394
Q2	0,0330	0,0180	*	-0,0023	0,0682
Q3	0,0385	0,0300		-0,0203	0,0973
Q4	0,0475	0,0277	*	-0,0069	0,1018
Q5	0,0422	0,0215	**	0,0000	0,0843
1994/95 - 2016/17					
Q1	0,0378	0,0090	***	0,0201	0,0555
Q2	0,0390	0,0091	***	0,0212	0,0568
Q3	0,0514	0,0185	***	0,0151	0,0878
Q4	0,0512	0,0154	***	0,0209	0,0814
Q5	0,0417	0,0089	***	0,0242	0,0592

Nota: Estimación por VI del modelo lineal con variable independiente Gasto per cápita (log) instrumentada con el Ingreso per cápita (log). Los coeficientes estimados de las curvas de Engel de cada quintil se presentan en la Tabla A3 del Anexo. Los intervalos de confianza para el sesgo se obtienen por el método delta.

\*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1.

Para el segundo período (2005/06 a 2016/17), las estimaciones del sesgo no muestran una clara relación con el ingreso de los hogares (ver Tabla 5). El sesgo estimado para el primer quintil es prácticamente igual a cero. Esto implica que, el IPC recogió adecuadamente el aumento del costo de vida en los hogares de menores ingresos. En los quintiles 2 a 4 el sesgo es positivo pero no es estadísticamente significativo al 5%. Sólo es significativo al 5% en el quintil 5, donde la estimación puntual del sesgo es del 4.2% anual. Es decir, en el segundo período el IPC sobreestimó el verdadero aumento del costo de vida de los hogares de mayores ingresos. Hay que tener en cuenta que el peso de los alimentos en estos hogares es menor al peso de los alimentos en la canasta del

IPC y el precio relativo de los mismos (en relación a los no alimentos) aumentó significativamente en este período. Por lo tanto, el IPC reflejaría un aumento del costo de vida que no fue tal para estos hogares, de modo que la variación de los ingresos reales de estos hogares fue mejor que la que muestran los datos de ingresos deflactados por IPC.

## VI. Análisis de sensibilidad

En esta sección se analiza la robustez de los resultados empíricos con relación a la especificación del modelo, a la muestra de estimación, a la definición de algunas de las variables explicativas y a otras decisiones adoptadas en la estrategia empírica. La Tabla 6 resume las estimaciones del sesgo del IPC para las distintas especificaciones del modelo lineal, cuyos resultados detallados se presentan en en la Tabla A1 del Anexo.

**Tabla 6. Estimación del sesgo (anualizado) para distintas especificaciones de la curva de Engel lineal en el gasto (o ingreso) según período**

	Sesgo	Std. Err.		[95% Conf. Interval]	
				inf.	sup.
(1) MCO con variable independiente Gasto per cápita (log)					
1994/95 - 2005/06	0,0594	0,0029	***	0,0537	0,0651
2005/06 - 2016/17	0,0232	0,0096	**	0,0045	0,0420
1994/95 - 2016/17	0,0418	0,0039	***	0,0341	0,0495
(2) MCO con variable independiente Gasto total (log)					
1994/95 - 2005/06	0,0589	0,0029	***	0,0532	0,0646
2005/06 - 2016/17	0,0263	0,0095	***	0,0076	0,0450
1994/95 - 2016/17	0,0431	0,0039	***	0,0354	0,0507
(3) MCO con variable independiente Ingreso per cápita (log)					
1994/95 - 2005/06	0,0749	0,0034	***	0,0684	0,0815
2005/06 - 2016/17	0,0041	0,0112		-0,0178	0,0261
1994/95 - 2016/17	0,0408	0,0045	***	0,0320	0,0497
(4) MCO con variable independiente Ingreso total (log)					
1994/95 - 2005/06	0,0745	0,0034	***	0,0679	0,0811
2005/06 - 2016/17	0,0073	0,0112		-0,0146	0,0291
1994/95 - 2016/17	0,0421	0,0045	***	0,0332	0,0509
(5) VI con variable independiente Gasto per cápita (log) instrumentada con el Ingreso per cápita (log)					
1994/95 - 2005/06	0,0540	0,0025	***	0,0491	0,0590
2005/06 - 2016/17	0,0192	0,0083	**	0,0029	0,0356
1994/95 - 2016/17	0,0371	0,0034	***	0,0304	0,0438
(6) VI con variable independiente Gasto per cápita (log) instrumentada con el Ingreso per cápita (log) con estimación por separado para cada período					
1994/95 - 2005/06	0,0541	0,0028	***	0,0486	0,0595
2005/06 - 2016/17	0,0366	0,0126	***	0,0118	0,0614

Nota: Estimación (5) corresponde al modelo de referencia presentado en la Tabla 4. Los resultados completos de las estimaciones de las curvas de Engel asociadas a estos modelos se presentan en la Tabla A1 del Anexo. Los intervalos de confianza para el sesgo se obtienen por el método delta.

\*\*\* p <0.01, \*\* p <0.05, \* p <0.1.

Como primera comprobación, la hipótesis de que el IPC sobrestima la variación del costo de vida es robusta a las diferentes especificaciones. En todos los casos el sesgo es positivo y estadísticamente significativo en el conjunto del período analizado y, fundamentalmente, en el período 1994/95-

2005/06. Sin embargo, aunque la estimación del sesgo es positiva en el período 2005/06-2016/17, no siempre es significativa.

La decisión de incluir el gasto (o el ingreso) total, en lugar del gasto (o ingreso) per cápita es totalmente irrelevante a los efectos del sesgo<sup>24</sup>. Las estimaciones que incluyen el gasto sin instrumentar derivan en un sesgo ligeramente superior (5.9%, 2.3% y 4.2% anual en el primer período, segundo período y conjunto de ambos períodos respectivamente). Cuando se utiliza el ingreso como variable explicativa, en lugar del gasto, el sesgo en el primer período crece al 7.5% anual y se vuelve no significativo en el segundo período.

Cuando se estima el modelo base para cada período por separado, se obtiene una estimación del sesgo para el segundo período mayor a la encontrada con la muestra agrupada (3.66%). Para el primer período, los resultados obtenidos con la muestra separada y agrupada son muy similares. En todas las estimaciones se encuentra que el sesgo es significativamente mayor en el primer período, por lo que no se puede rechazar la hipótesis de un sesgo creciente con la inflación.

A los efectos de indagar la sensibilidad de los resultados a una especificación no lineal de la curva de Engel, en la Tabla 7 se presentan las estimaciones del sesgo para especificaciones alternativas que incluyen un término cuadrático en el logaritmo del gasto o ingreso (modelo QAIDS). Las estimaciones (1) a (6) son exactamente las mismas variantes (estimadas por MCO o VI) comentadas para el caso lineal presentado en la Tabla 6, con la única diferencia que incluyen dicho término cuadrático. La estimación del sesgo en estos casos se realiza aplicando la misma fórmula que en los modelos lineales, es decir la fórmula (8).

Teniendo en cuenta la observación de Barret y Brzozowski (2010), respecto a la inexactitud de la fórmula (8) para calcular el sesgo en un modelo cuadrático, se procedió a inferir el sesgo según la propuesta de los autores. Para esto se estimó la ecuación (14) por Mínimos Cuadrados No Lineales (ver Sección III)<sup>25</sup>. Los resultados son los correspondientes al modelo 7 que se presenta al final de la Tabla 7 (más detalles de dicha estimación se encuentran en la Tabla A4 del Anexo). La hipótesis respecto a la existencia de un sesgo positivo del IPC se mantiene al permitir la no linealidad de las curvas de Engel. También se mantiene la hipótesis de que dicho sesgo es creciente con la inflación media. En todas las estimaciones el sesgo es significativamente mayor en el primer período. Al igual que en las especificaciones lineales, en algunos casos el sesgo no resulta estadísticamente significativo entre 2005/06 y 2016/17.

---

<sup>24</sup> En la medida que el tamaño del hogar es una variable independiente, el único efecto es sobre los coeficientes de dicha variable.

<sup>25</sup> Dicha estimación incluye un modelo de primera etapa para el logaritmo del gasto per cápita en función del logaritmo del ingreso per cápita y las restantes variables exógenas. De este modelo se extrae el valor ajustado del logaritmo del gasto per cápita que luego es utilizado como regresor en la curva de Engel estimada por MCNL.

**Tabla 7. Estimación del sesgo (anualizado) a partir de una curva de Engel cuadrática en el gasto (o ingreso)**

	Sesgo	Std. Err.		[95% Conf. Interval]	
				inf.	sup.
(1) MCO con variable independiente Gasto per cápita (log)					
1994/95 - 2005/06	0.0431	0.0043	***	0.0347	0.0515
2005/06 - 2016/17	0.0164	0.0070	**	0.0028	0.0301
1994/95 - 2016/17	0.0301	0.0038	***	0.0227	0.0375
(2) MCO con variable independiente Gasto total (log)					
1994/95 - 2005/06	0.0642	0.0122	***	0.0402	0.0881
2005/06 - 2016/17	0.0288	0.0116	**	0.0062	0.0515
1994/95 - 2016/17	0.0470	0.0096	***	0.0283	0.0657
(3) MCO con variable independiente Ingreso per cápita (log)					
1994/95 - 2005/06	0.0472	0.0062	***	0.0350	0.0594
2005/06 - 2016/17	0.0027	0.0069		-0.0107	0.0162
1994/95 - 2016/17	0.0256	0.0042	***	0.0175	0.0338
(4) MCO con variable independiente Ingreso total (log)					
1994/95 - 2005/06	0.0766	0.0186	***	0.0402	0.1131
2005/06 - 2016/17	0.0075	0.0116		-0.0153	0.0303
1994/95 - 2016/17	0.0433	0.0115	***	0.0208	0.0659
(5) VI con variable independiente Gasto per cápita (log) instrumentada con el Ingreso per cápita (log)					
1994/95 - 2005/06	0.0335	0.0033	***	0.0271	0.0399
2005/06 - 2016/17	0.0114	0.0051	**	0.0014	0.0215
1994/95 - 2016/17	0.0227	0.0028	***	0.0172	0.0283
(6) VI con variable independiente Gasto per cápita (log) instrumentada con el Ingreso per cápita (log) con estimación por separado para cada período					
1994/95 - 2005/06	0.0437	0.0056	***	0.0327	0.0547
2005/06 - 2016/17	0.0199	0.0067	***	0.0068	0.0330
(7) Estimación por MCNL con variable independiente Gasto per cápita (log) instrumentada con el Ingreso per cápita (log) con estimación por separado para cada período					
1994/95 - 2005/06	0.0635	0.0021	***	0.0594	0.0676
2005/06 - 2016/17	0.0306	0.0073	***	0.0163	0.0450
1994/95 - 2016/17	0.0475	0.0031	***	0.0415	0.0535

Nota: Todas las estimaciones corresponden a una curva de Engel cuadrática en el gasto (o ingreso). Los resultados completos de las estimaciones de las curvas de Engel asociadas a los modelos (1) a (6) se presentan en la Tabla A2 y los del modelo (7) en la Tabla A4 del Anexo. Los intervalos de confianza para el sesgo se obtienen por el método delta. \*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1.

Al comparar las distintas variantes que se presentan en la Tabla 7 se obtienen las mismas conclusiones que en el caso lineal. Por ejemplo, que las estimaciones con el gasto sin instrumentar derivan en un mayor sesgo y que la utilización del ingreso en lugar del gasto deriva en un menor sesgo. Las magnitudes del sesgo inferido de los modelos cuadráticos aplicando la fórmula (8) siempre producen un sesgo menor al estimado en los modelos lineales. Por ejemplo, en la estimación por VI el sesgo del primer período es 3.35% y el del segundo período es 1.14%.

Sin embargo, la estimación por MCNL del modelo cuadrático produce un sesgo sensiblemente mayor en ambos períodos respecto a la especificación lineal, de 6.35% y 3.06% en el período 1 y 2 respectivamente.

Por último, se explora la sensibilidad de los resultados a la construcción ad-hoc del IPC de alimentos y no alimentos por regiones. Cabe recordar que sin esta información no es posible identificar el coeficiente del precio relativo en las curvas de Engel ( $\gamma$ ). La omisión de esta variable no permite interpretar el traslado de las curvas de Engel como evidencia del sesgo del IPC. Pero también la imprecisión con la que se estima el coeficiente  $\gamma$  puede afectar la estimación del sesgo. Esta afectación será mayor cuando mayor sea la variación del precio relativo de los alimentos y no alimentos, situación que se observa fundamentalmente en el segundo período de análisis producto del *boom* de las *commodities*.

El valor de  $\gamma$  que se obtiene al estimar la curva de Engel exclusivamente para el segundo período, es decir con los datos de las dos últimas encuestas, es 0.34 (ver el coeficiente del precio relativo en la última columna de la Tabla A1). Para chequear la fiabilidad de este valor se estima el modelo lineal sin incluir a los precios relativos de alimentos-no alimentos como variable explicativa. Tal como se explica en la Sección III, la obtención del sesgo a partir de esta última estimación requiere de una estimación externa del coeficiente  $\gamma$  para aplicar la fórmula (16). Para ello se sigue el método utilizado por Gibson et. al. (2008). La similitud del coeficiente obtenido por este método con la obtenida previamente resulta sorprendente: al aplicar la fórmula dada por la ecuación (18) se obtiene  $\bar{\gamma} = 0.34$ . Por lo tanto la estimación del sesgo del IPC, haciendo uso de este resultado mediante la fórmula (16), es igual a la obtenida previamente.

Veamos ahora la sensibilidad de las estimaciones para el primer período. Aunque la construcción hacia atrás del índice con apertura por regiones hasta llegar al año de la primera encuesta resulte algo más “heroica”, su eventual imprecisión no es tan relevante gracias a que los precios relativos sufrieron menos cambios durante el primer período. Las mediciones del sesgo mediante los dos mismos procedimientos son también muy similares. El sesgo estimado por el modelo base, si se emplean exclusivamente los datos del primer período, es de 4.7% promedio anual. Mediante la misma estrategia alternativa de estimar la ecuación sin incluir los precios relativos y utilizar la estimación externa del coeficiente  $\gamma$ , que resulta igual a 0.39, se obtiene un sesgo de 4.79% promedio anual para el primer período.

Estos resultados confirman la robustez de las estimaciones al índice del precio relativo de alimentos y no alimentos por regiones, utilizado como una variable explicativa en las estimaciones de las curvas de Engel.

## VII. Las limitaciones del método y algunas consideraciones

El método de las curvas de Engel para analizar la relación entre la inflación medida a través del IPC y la verdadera variación del costo de vida, adolece de ciertas limitaciones.

Con relación a las distintas fuentes de sesgo, el método no tiene la capacidad para capturarlas en igual medida. Es apropiado para capturar de manera conjunta el sesgo derivado de la sustitución de productos y de puntos de venta, pero no gran parte del proveniente de los cambios de calidad y de nuevos productos.<sup>26</sup>

Sin embargo, la mayor limitación que adolece el método es que cualquier traslado de la curva de Engel que no sea explicado por las variables incluidas en el lado derecho de la ecuación, es atribuye al sesgo del IPC. Los eventuales cambios en las preferencias de los consumidores y la influencia de otras variables omitidas se atribuirán de manera incorrecta al sesgo.

Existen otras tres fuentes de error más sutiles que vale la pena mencionar. En primer lugar, si el sesgo es diferente entre los alimentos y los no alimentos o entre regiones. La deducción de la fórmula del sesgo supone que no existen tales diferencias. Es probable que los errores de medición sean mayores para los bienes no alimentarios que para los alimentos. Si este fuera el caso, en la medida en que los alimentos son bienes necesarios ( $\beta < 0$ ) y su participación en el gasto aumenta con su precio relativo ( $\gamma > 0$ ) por su demanda inelástica, se estaría subestimando la magnitud del sesgo del IPC (ver ecuación (6)).

En segundo lugar, la medición es sensible al efecto de las variables demográficas. Aunque éstas sean tenidas en cuenta como variables de control, el método no tiene en cuenta el cambio de su influencia sobre la variable dependiente a lo largo del tiempo. Logan (2008), utilizando datos de Estados Unidos encuentra que el cambio del efecto del tamaño de los hogares sobre la demanda explica como mínimo el 25% de la estimación del sesgo del IPC entre los años 1888 y 1935. En el caso del presente trabajo no parece haber un cambio sistemático demasiado relevante de la influencia del tamaño de los hogares a lo largo de todo el período. Si se incluye un factor de interacción entre el tamaño de los hogares y las *dummies* temporales y se realiza un contraste de significación de estos términos, se rechaza la hipótesis nula en el primer período y no se rechaza en el segundo período al 1% de significación. Es decir que habría evidencia de un cambio en los coeficientes del tamaño del hogar entre 1994/95 y 2005/06 pero no entre 2005/06 y 2016/17<sup>27</sup>.

---

<sup>26</sup> El método capturará el sesgo de los cambios de calidad que impliquen una mayor durabilidad de los productos.

<sup>27</sup> La estadístico  $\chi^2(5)$  es igual 23 en el primer caso e igual a 14 en el segundo.

En tercer lugar, el método de Hamilton combina el sesgo del IPC con variaciones en el costo de vida en diferentes niveles de ingresos. Como señala Almas et al. (2018), tanto el IPC como el método de Hamilton estiman el cambio del costo de vida en diferentes puntos específicos de la distribución del ingreso. En la medida que las preferencias son no homotéticas (lo cual es necesario para que la participación del gasto cambie con los ingresos) los hogares ricos y pobres consumen distintas canastas de bienes y por tanto enfrentan distinta inflación. Por tanto, el método de Hamilton fusiona el sesgo del IPC con la variación de la inflación en distintos niveles de ingresos.

Para establecer el signo del error de la medición del sesgo debido a la no homoteticidad, es necesario ubicar la posición relativa de los hogares representativos del IPC y del método de Hamilton en la distribución de ingresos. Para el caso del IPC, sigo el método establecido por Muellbauer (1976). El “hogar IPC” es aquel que tiene porcentajes de gasto que coinciden con las ponderaciones del IPC, es decir, la participación del gasto agregado en cada bien en el gasto total de los hogares. La participación del gasto agregado de alimentos es una media ponderada de la participación del gasto de los hogares en alimentos, donde cada hogar es ponderado por su participación en los ingresos totales:

$$\bar{\omega}_t^f = \sum_i \frac{y_{i,t}}{\sum y_{i,t}} \omega_{i,t}^f$$

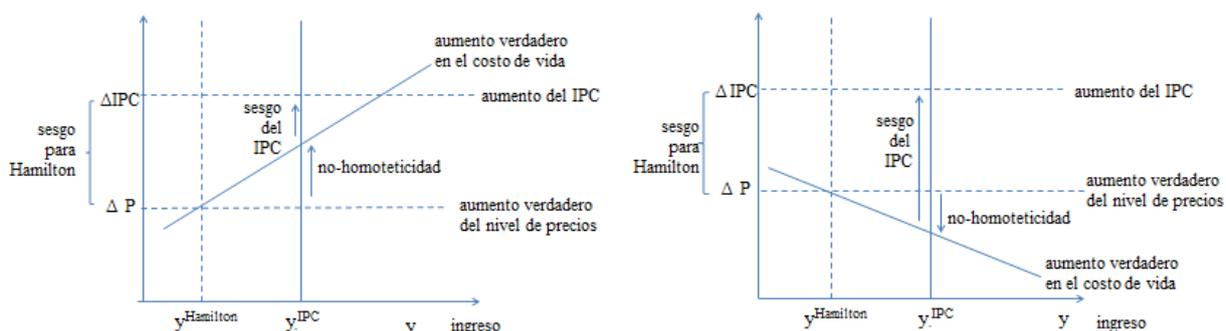
Sustituyendo esta expresión de la participación  $\omega_{i,t}^f$  en la curva de Engel se obtiene que el hogar IPC tiene (en logaritmos) un ingreso igual a:

$$\sum_i \frac{y_{i,t} \times \ln(y_{i,t})}{\sum y_{i,t}}$$

Aplicando esta fórmula a los datos de cada encuesta se encuentra que las participaciones del gasto del IPC se corresponden en todos los casos con un hogar ubicado en el cuartil más alto de la distribución; más precisamente en el percentil 80 en 1995/96, en el 82 en 2005/06 y en el 77 en 2016/17. Desafortunadamente, no es posible identificar directamente el ingreso del hogar representativo del método de Hamilton. Almas et al. (2018), a través de distintos métodos encuentra evidencia de que se trata de un hogar más pobre que el “hogar IPC”. Sobre esta base, el Gráfico 3 muestra dos casos donde la no homoteticidad afecta de manera opuesta las estimaciones del sesgo del IPC por el método de Hamilton. Para este método, el aumento verdadero de precios es el que enfrenta el “hogar Hamilton” y por lo tanto la medición que hace del sesgo del IPC es la diferencia entre el aumento del IPC y este aumento verdadero de precios (observe que el aumento verdadero de precios coincide con el verdadero aumento en el costo de vida únicamente para el ingreso del “hogar Hamilton”).

El panel izquierdo plantea donde la variación del costo de vida es creciente con los ingresos, mientras que el panel derecho plantea el caso contrario. El método de Hamilton sobreestima el sesgo del IPC en el primer caso y lo subestima en el segundo.

**Gráfico 3. La Influencia de la no homoteticidad en la estimación del sesgo del IPC**



El cambio en el costo de vida es diferente para hogares con diferentes ingresos. El método de Hamilton mide el sesgo del IPC para estimar el cambio el costo de vida en un hogar de menores ingresos que el representativo del IPC. En el primer caso sobreestima el sesgo del IPC y en el segundo lo subestima.

Fuente: extraído de Almas et al. (2018)

De acuerdo a los resultados encontrados en el análisis del sesgo por quintiles efectuado anteriormente en el presente trabajo, los paneles izquierdo y derecho del Gráfico 3 representarían respectivamente lo sucedido en el primer y segundo período considerados. Para el primer período en particular, donde la estimación del sesgo por quintiles mostró un patrón claramente decreciente con los ingresos, la medición del sesgo estaría siendo sobreestimada por el método de Hamilton a causa de la no homoteticidad. Dicho de otra manera, la corrección a la baja del sesgo de medición una vez que se tiene en cuenta la no homoteticidad, implica que el aumento en el costo de vida que experimentó la familia representativa del IPC fue menor al aumento registrado por el IPC, pero mayor al que sugiere el método de Hamilton. Para el segundo período, donde las estimaciones del sesgo son crecientes con los ingresos sucedería lo contrario, el aumento del costo de vida fue menor para los hogares de mayores ingresos (como el “hogar IPC”), y el verdadero sesgo del IPC sería mayor al estimado por el método de Hamilton.

## VIII. Conclusiones

El presente trabajo realiza una aproximación a la medición del sesgo del IPC como indicador del costo de vida de los hogares uruguayos. Para ello se utiliza un método basado en la estimación de curvas de Engel propuesto por Nakamura (1996), Hamilton (2001) y Costa (2001) que brinda un enfoque integral para evaluar conjuntamente los potenciales sesgos del IPC. El método es sencillo de aplicar si se dispone de microdatos de encuestas de gastos de los hogares en distintos puntos del tiempo. Las estimaciones realizadas refieren a los periodos comprendidos entre las últimas tres encuestas de gastos e ingresos, es decir, a los períodos 1994/95-2005/06 y 2005/06-2016/17.

Los resultados muestran la existencia de un sesgo positivo del IPC para el conjunto de los períodos analizados. En segundo lugar, se constata una relación positiva entre la magnitud del sesgo y la tasa media de inflación en tanto el sesgo es significativamente mayor en el primer período. En tercer lugar, se encuentra que en el primer período el sesgo es decreciente con el nivel de ingreso de los hogares sugiriendo que el IPC sobreestimó el verdadero aumento del costo de vida en mayor magnitud en los hogares de bajos ingresos. Esto último no se observa en el segundo período.

Estos resultados son robustos a distintas decisiones metodológicas. No obstante, la estimación puntual de la magnitud del sesgo varía entre distintas estimaciones. La estimación de referencia muestra un sesgo medio del orden del 5% anual durante el primer período y del 2% en el segundo período. La estimación resulta menos precisa en este último caso determinando un intervalo de confianza (al 95%) entre 0.3% y 3.5%.

Teniendo en cuenta algunas de las debilidades del método mencionadas a lo largo del documento, en futuras investigaciones se podría profundizar en la identificación de posibles factores que pueden estar detrás de los traslados de las curvas de Engel y que no están relacionados con el sesgo del IPC. También puede ser interesante analizar el sesgo en diferentes grupos poblacionales y profundizar en las implicancias del sugerente hallazgo respecto a la existencia de un sesgo diferencial a lo largo de la distribución del ingreso. Asimismo, sería interesante extender el análisis incorporando la Encuesta de Gastos e Ingresos del año 1982/83 para medir el sesgo del IPC durante un período de elevada inflación y bajo crecimiento como la década de 1980.

## Referencias Bibliográficas

- Almås, I., 2012. "International Income Inequality: Measuring PPP Bias by Estimating Engel Curves for Food." *American Economic Review*, 102(2):1093-1117.
- Almås, I., Beatty, T. K. M. and Crossley, T. F., 2018. "Lost in translation: What do Engel curves tell us about the cost of living?" Working Paper Series 6886, CESifo.
- Banks, J., Blundell, R. y Lewbel, A., 1997. "Quadratic Engel Curves and Consumer Demand." *Review of Economics and Statistics*, 79 (4): 527-539.
- Barrett, G. and Brzozowski, M., 2010. "Using Engel Curves to Estimate the Bias in the Australian CPI." *Economic Record*, 86(272):1-14.
- Beatty, T. and Røed Larsen, E., 2005. "Using Engel Curves to Estimate Bias in the Canadian CPI as a Cost of Living Index". *Canadian Journal of Economics*, 38(2):482-499.
- Boskin, M. J., Dulberger, E. R., Gordon R. J., Griliches, Z. and Jorgenson, D., 1998. "Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living." *The Journal of Economic Perspectives*, 12(1): 3-26.
- Camba-Mendez, G., 2003. "The definition of price stability: choosing a price measure." Issing, O. (Ed.), *Background Studies for the ECBs Evaluation of its Monetary Policy Strategy*, European Central Bank, pp. 31-42.
- Costa, D. L., 2001. "Estimating Real Income in the United States from 1888 to 1994: Correcting CPI Bias Using Engel Curves." *Journal of Political Economy*, 109( 6): 1288-1310.
- Dabalén, A., Gaddis, I. and Nguyen, N.T.V., 2020. "CPI Bias and its Implications for Poverty Reduction in Africa." *Journal Economic Inequality*, 18: 13-44
- de Carvalho Filho, I. and Chamon, M., 2012. "The myth of post-reform income stagnation: Evidence from Brazil and Mexico." *Journal of Development Economics*, 97(2): 368-386.
- Deaton, A. and Dupriez, O., 2011. "Purchasing Power Parity Exchange Rates for the Global Poor." *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(2):137-166 .
- Deaton, A. and Muellbauer, J., 1980, "An Almost Ideal Demand System," *American Economic Review*, 70 (3), 312-326.
- Diewert, W., 1998. "Index number issues in the consumer price index", *Journal of Economic Perspectives*, 12 (1): 47-58.
- Dougherty, A and Van Order, R., 1982. "Inflation, Housing Costs, and the Consumer Price Index" *American Economic Review*, 72: 154-164
- Engel, E., 1857. "Die Productions - und Consumptionsverhaeltnisse des Koenigsreichs Sachsen." *Zeitschrift des Statistischen Bureaus des Koniglich Sachsischen Ministeriums des Inneren*, 8 und 9, Reprinted in the Appendix of Engel, 1895.
- Frisch, R., 1959. "A Complete Scheme for Computing All Direct and Cross Demand Elasticities in a Model with Many Sectors." *Econometrica*, 27 (2): 177-96.
- Friedman, M., 1957. "A Theory of the Consumption Function", National Bureau of Economic Research, Inc

- Gibson, J. and Scobie, G., 2010. "Using Engel Curves to Estimate CPI Bias in A Small, Open, Inflation-targeting Economy." *Applied Financial Economics*, 20(17):1327-1335.
- Gibson, J. Stillman, S and Le, T., 2008 . "CPI Bias and Real Living Standards in Russia During the Transition. *Journal of Development Economics*", 87(1):140-160.
- Hamilton, B. W., 2001. "Using Engel's Law to Estimate CPI Bias." *American Economic Review*, 91(3):619-630.
- Hanousek, J. and Filer R. K., 2001. "Evaluating Imperfections and Biases in Price Indexes during Transition." *CERGEEI Working Paper 186*.
- Hausman, J., 2003. "Sources of bias and solutions to bias in the consumer price index." *the Journal of Economic perspectives*, 17(1): 23-44.
- Houthakker, H., 1987. "Engel's law" Eatwell, J., Milgate, M., and Newman, P. (eds.), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, 2:143-144.
- Instituto Nacional de Estadística, 1996. *Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos 1994-1995. Metodología y Resultados*. República Oriental del Uruguay. Instituto Nacional de Estadística. Montevideo-Uruguay.
- Instituto Nacional de Estadística, 2007. *Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos 2005-2006. Metodología y Resultados*. Republica Oriental del Uruguay. Instituto Nacional de Estadística. Montevideo-Uruguay.
- Instituto Nacional de Estadística, 2020. *Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos 2016-2017. Metodología y Resultados*. Republica Oriental del Uruguay. Instituto Nacional de Estadística. Montevideo-Uruguay.
- Lluch, C., Powell, A. A. and Williams, R., 1977. "Patterns in Household Demand and Saving". Washington, DC: World Bank; New York: Oxford University Press.
- Logan, T. D., 2009. "Are Engel Curve Estimates of CPI Bias Biased?" *Historical Methods*, 42 (3): 97–109.
- Nakamura, L. I., 1995. "Is U.S. Economic Performance Really That Bad?" Working Papers 95-21, Federal Reserve Bank of Philadelphia.
- Nicholson, J. L., 1975. "Whose Cost of Living?" *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 138 (4): 540–542.
- Nordhaus, William D., 1998. "Quality Change in Price Indexes." *Journal of Economic Perspectives*, 12(1):59-68.
- Oehlert, G. W. 1992. "A note on the delta method". *The American Statistician*, 46(1), 27-29.
- OIT, 2006. "Manual del índice de precios al consumidor. Teoría y práctica" OIT / FMI / OCDE / Oficina Estadística de las Comunidades Europeas / Organización de las Naciones Unidas / Banco Mundial.
- Olivia, S. and Gibson, J., 2013. "Using Engel Curves to Measure CPI Bias for Indonesia." *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, 49 (1): 85–101.
- Reiss J., 2013. "Introduction to the Philosophy of Economics", Routledge.

- Rius, A. y Zipitría, L., 2016. “Formación y determinación de precios en el Uruguay” Serie Estudios y Perspectivas 22 Cepal.
- Robinson, P. M., 1988. Root-n-consistent semiparametric regression. *Econometrica* 56:931–954.
- Røed Larsen, E., 2007. “Does the CPI Mirror the Cost of Living? Engel's Law Suggests Not in Norway.” *The Scandinavian Journal of Economics*, 109(1):177-195.
- Sacerdote, B. I., 2017. “Fifty Years Of Growth In American Consumption, Income, and Wages.”, National Bureau of Economic Research Working Paper 23292.
- Schmitt-Grohe, S and Uribe, M., 2012. “On Quality Bias and Inflation Targets” *Journal of Monetary Economics*, 59:393–400.
- Staiger, D. and Stock, J., 1997. “Instrumental Variables Regression with Weak Instruments”, *Econometrica*, 65, issue 3, p. 557-586.

## Anexos.

### Anexo A. Tablas y gráficos

**Tabla A1. Estimaciones de las Curvas de Engel y del sesgo (anualizado) para distintas especificaciones lineales en el gasto o ingreso**

VARIABLES	MCO				VI		
	muestra agrupada				muestra agrupada	muestras separadas	
	Gasto per cápita	Gasto del hogar	Ingreso per cápita	Ingreso del hogar		94/95-05/6	05/6-16/17
ln(gasto per cápita)	-0.102*** (0.00202)				-0.118*** (0.00243)	-0.125*** (0.00287)	-0.105*** (0.00290)
ln(gasto hogar)		-0.102*** (0.00202)					
ln(ingreso per cápita)			-0.0932*** (0.00223)				
ln(ingreso)				-0.0932*** (0.00223)			
ln(precios relativos)	0.254*** (0.0566)	0.273*** (0.0566)	0.210*** (0.0592)	0.228*** (0.0592)	0.273*** (0.0566)	0.176** (0.0828)	0.339*** (0.0786)
Dummies temporales							
t = 1, 2005-06	-0.0714*** (0.00344)	-0.0708*** (0.00343)	-0.0829*** (0.00366)	-0.0824*** (0.00366)	-0.0749*** (0.00342)	-0.0792*** (0.00395)	
t = 2, 2016-17	-0.0978*** (0.00931)	-0.101*** (0.00931)	-0.0871*** (0.00977)	-0.0899*** (0.00978)	-0.100*** (0.00931)		-0.0430*** (0.0151)
Región							
Montevideo	-0.00309 (0.00236)	-0.00434* (0.00236)	-0.00626** (0.00245)	-0.0074*** (0.00244)	0.00141 (0.00241)	0.00253 (0.00341)	0.000475 (0.00289)
Tamaño del hogar							
2 integrantes	-0.0112*** (0.00364)	0.0596*** (0.00359)	-0.0100*** (0.00380)	0.0546*** (0.00373)	-0.0153*** (0.00369)	-0.0151*** (0.00504)	-0.00958** (0.00409)
3 integrantes	-0.0320*** (0.00419)	0.0803*** (0.00417)	-0.0305*** (0.00437)	0.0719*** (0.00433)	-0.0385*** (0.00425)	-0.0443*** (0.00586)	-0.0239*** (0.00477)
4 integrantes	-0.0441*** (0.00490)	0.0976*** (0.00498)	-0.0397*** (0.00503)	0.0895*** (0.00528)	-0.0512*** (0.00497)	-0.0591*** (0.00674)	-0.0285*** (0.00564)
5 integrantes	-0.0526*** (0.00602)	0.112*** (0.00610)	-0.0493*** (0.00616)	0.101*** (0.00625)	-0.0609*** (0.00608)	-0.0711*** (0.00791)	-0.0340*** (0.00715)
6 o más integrantes	-0.0603*** (0.00790)	0.123*** (0.00796)	-0.0524*** (0.00816)	0.115*** (0.00820)	-0.0693*** (0.00799)	-0.0838*** (0.0101)	-0.0380*** (0.00978)
Cantidad de menores de 6 años							
1	-0.000525 (0.00365)	-0.000534 (0.00365)	-0.000711 (0.00374)	-0.000722 (0.00374)	-0.00394 (0.00366)	0.000614 (0.00469)	-0.0101** (0.00434)
2	0.00529 (0.00623)	0.00528 (0.00623)	0.00775 (0.00671)	0.00773 (0.00671)	-0.00112 (0.00617)	0.0131* (0.00762)	-0.0170** (0.00725)
3 o más	0.0374*** (0.0135)	0.0373*** (0.0135)	0.0420*** (0.0139)	0.0419*** (0.0139)	0.0276** (0.0135)	0.0380*** (0.0144)	0.0196 (0.0197)
Cantidad de menores entre 6 y 12 años							
1	0.00252 (0.00345)	0.00251 (0.00345)	-0.00109 (0.00355)	-0.00110 (0.00355)	0.000343 (0.00345)	0.00522 (0.00446)	-0.00304 (0.00406)

2	0.0179*** (0.00641)	0.0179*** (0.00641)	0.0130** (0.00653)	0.0130** (0.00653)	0.0133** (0.00644)	0.0255*** (0.00760)	-0.000272 (0.00777)
3 o más	0.0421*** (0.0144)	0.0419*** (0.0144)	0.0365*** (0.0142)	0.0364** (0.0142)	0.0357** (0.0146)	0.0517*** (0.0178)	0.0203 (0.0182)
Cantidad de menores entre 13 y 18 años							
1	0.00639* (0.00344)	0.00637* (0.00344)	0.00196 (0.00351)	0.00194 (0.00351)	0.00392 (0.00345)	0.0106** (0.00447)	0.000535 (0.00409)
2	0.00942* (0.00560)	0.00941* (0.00560)	0.00271 (0.00582)	0.00269 (0.00582)	0.00561 (0.00561)	0.0193*** (0.00705)	-0.000328 (0.00672)
3 o más	0.0393*** (0.0132)	0.0393*** (0.0132)	0.0363*** (0.0132)	0.0363*** (0.0132)	0.0353*** (0.0134)	0.0429*** (0.0154)	0.0160 (0.0157)
Sexo jefe de hogar							
Mujer	-0.0133*** (0.00238)	-0.0132*** (0.00238)	-0.0128*** (0.00245)	-0.0128*** (0.00245)	-0.0150*** (0.00239)	-0.0211*** (0.00336)	-0.0143*** (0.00264)
Edad del jefe de hogar							
20-24 años	0.0108 (0.0215)	0.0107 (0.0215)	0.00870 (0.0227)	0.00859 (0.0227)	0.0135 (0.0217)	0.0174 (0.0304)	0.00648 (0.0231)
25-29 años	0.0250 (0.0212)	0.0249 (0.0212)	0.0272 (0.0222)	0.0272 (0.0222)	0.0291 (0.0213)	0.0253 (0.0296)	0.0277 (0.0228)
30-34 años	0.0346* (0.0210)	0.0345* (0.0210)	0.0369* (0.0220)	0.0369* (0.0220)	0.0408* (0.0211)	0.0382 (0.0295)	0.0326 (0.0226)
35-39 años	0.0492** (0.0210)	0.0491** (0.0210)	0.0544** (0.0220)	0.0543** (0.0220)	0.0558*** (0.0211)	0.0562* (0.0294)	0.0490** (0.0226)
40-44 años	0.0549*** (0.0210)	0.0548*** (0.0210)	0.0646*** (0.0220)	0.0645*** (0.0220)	0.0615*** (0.0212)	0.0680** (0.0294)	0.0517** (0.0227)
45-49 años	0.0608*** (0.0210)	0.0607*** (0.0210)	0.0702*** (0.0220)	0.0701*** (0.0220)	0.0673*** (0.0211)	0.0668** (0.0294)	0.0574** (0.0227)
50-54 años	0.0711*** (0.0210)	0.0710*** (0.0210)	0.0832*** (0.0220)	0.0832*** (0.0220)	0.0771*** (0.0211)	0.0837*** (0.0294)	0.0628*** (0.0226)
55-59 años	0.0794*** (0.0210)	0.0794*** (0.0210)	0.0927*** (0.0221)	0.0927*** (0.0221)	0.0847*** (0.0212)	0.0872*** (0.0295)	0.0748*** (0.0227)
60-64 años	0.0843*** (0.0211)	0.0843*** (0.0211)	0.101*** (0.0222)	0.101*** (0.0222)	0.0891*** (0.0213)	0.0898*** (0.0297)	0.0840*** (0.0229)
65-69 años	0.0864*** (0.0211)	0.0863*** (0.0211)	0.103*** (0.0222)	0.103*** (0.0222)	0.0909*** (0.0213)	0.0903*** (0.0296)	0.0845*** (0.0228)
70-74 años	0.0840*** (0.0212)	0.0839*** (0.0212)	0.106*** (0.0223)	0.106*** (0.0223)	0.0879*** (0.0214)	0.0883*** (0.0298)	0.0862*** (0.0229)
75-79 años	0.0855*** (0.0214)	0.0854*** (0.0214)	0.110*** (0.0224)	0.110*** (0.0224)	0.0895*** (0.0215)	0.0870*** (0.0300)	0.0813*** (0.0231)
80 años y más	0.0712*** (0.0214)	0.0712*** (0.0214)	0.0952*** (0.0224)	0.0951*** (0.0224)	0.0757*** (0.0215)	0.0840*** (0.0298)	0.0666*** (0.0231)
Educación del jefe de hogar							
Secundaria c. o más	-0.0161*** (0.00254)	-0.0162*** (0.00254)	-0.0222*** (0.00267)	-0.0222*** (0.00267)	-0.0069*** (0.00266)	-0.0101*** (0.00336)	-0.0094*** (0.00312)
Constante	0.784*** (0.0247)	0.787*** (0.0248)	0.763*** (0.0260)	0.766*** (0.0260)	0.854*** (0.0254)	0.871*** (0.0347)	0.735*** (0.0293)
Sesgo acumulado							
1994/95 - 2005/06	0.503	0.500	0.589	0.587	0.470	0.470	
2005/06 - 2016/17	0.228	0.254	0.0443	0.0772	0.192		0.336
1994/95 - 2016/17	0.616	0.627	0.607	0.619	0.572		
Sesgo anualizado							

1994/95 - 2005/06	0.0594	0.0589	0.0749	0.0745	0.0540	0.0541	
2005/06 - 2016/17	0.0232	0.0263	0.00412	0.00728	0.0192		0.0366
1994/95 - 2016/17	0.0418	0.0431	0.0408	0.0421	0.0371		
Observaciones	13,449	13,449	13,445	13,445	13,445	8,204	9,772
R-squared	0.372	0.373	0.328	0.329	0.368	0.434	0.295
F(1st stage)					6348	4280	4153
Wu-Hausman					100.3	28.78	93.64
Wu-Hausman(p-value)					0,000	0,000	0,000

Nota: errores estándar robustos entre paréntesis.

\*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1

**Tabla A2. Estimaciones de las Curvas de Engel y del sesgo (anualizado) para distintas especificaciones cuadráticas en el gasto o ingreso**

VARIABLES	Mínimos Cuadrados Ordinarios			Variables instrumentales		
	Muestra agrupada			muestra agrupada	muestras separadas	
	Gasto per cápita	Gasto del hogar	Ingreso per capita		94/95-05/06	05/06-16/17
ln(gasto per cápita)	-0.143*** (0.0130)			-0.195*** (0.0175)	-0.156*** (0.0194)	-0.205*** (0.0217)
ln(gasto hogar)		-0.0936*** (0.0179)				
ln(ingreso per cápita)			-0.151*** (0.0200)			
ln(gasto per cápita)^2	0.00478*** (0.00143)			0.00900*** (0.00195)	0.00374* (0.00218)	0.0119*** (0.00243)
ln(gasto hogar)^2		-0.000831 (0.00163)				
ln(ingreso p.cápita)^2			0.00633* (0.00204)			
ln(precio relativo)	0.258*** (0.0565)	0.273*** (0.0566)	0.219*** (0.0592)	0.280*** (0.0565)	0.171** (0.0826)	0.363*** (0.0787)
Dummies temporales						
t = 1, 2005-06	-0.0720*** (0.00342)	-0.0708*** (0.00343)	- (0.00366)	-0.0759*** (0.00341)	-0.0797*** (0.00394)	
t = 2, 2016-17	-0.0981*** (0.00928)	-0.101*** (0.00931)	- (0.00975)	-0.101*** (0.00928)		-0.0453*** (0.0151)
Región						
Montevideo	-0.00344 (0.00235)	-0.00427* (0.00235)	- (0.00243)	0.000693 (0.00240)	0.00234 (0.00340)	-0.000565 (0.00287)
Tamaño del hogar						
2 integrantes	- (0.00366)	0.0594*** (0.00361)	- (0.00381)	-0.0126*** (0.00372)	-0.0140*** (0.00508)	-0.00566 (0.00413)
3 integrantes	-0.0298*** (0.00421)	0.0801*** (0.00418)	- (0.00439)	-0.0342*** (0.00430)	-0.0426*** (0.00592)	-0.0181*** (0.00484)
4 integrantes	-0.0418*** (0.00494)	0.0976*** (0.00499)	- (0.00514)	-0.0468*** (0.00503)	-0.0574*** (0.00680)	-0.0224*** (0.00573)
5 integrantes	-0.0502*** (0.00603)	0.112*** (0.00610)	- (0.00615)	-0.0563*** (0.00616)	-0.0691*** (0.00800)	-0.0277*** (0.00722)

6 int. o más	-0.0588***	0.123***	-	-0.0664***	-0.0823***	-0.0345***
	(0.00790)	(0.00796)	(0.00813)	(0.00804)	(0.0102)	(0.00986)
Cantidad de menores de 6 años						
1	-0.00114	-0.000549	-0.00163	-0.00504	-5.37e-06	-0.0118***
	(0.00365)	(0.00365)	(0.00380)	(0.00369)	(0.00472)	(0.00438)
2	0.00315	0.00534	0.00451	-0.00504	0.0112	-0.0224***
	(0.00620)	(0.00624)	(0.00678)	(0.00621)	(0.00769)	(0.00737)
3 o más	0.0335**	0.0373***	0.0350**	0.0205	0.0351**	0.00824
	(0.0136)	(0.0135)	(0.0142)	(0.0136)	(0.0145)	(0.0198)
Cantidad de menores entre 6 y 12 años						
1	0.00212	0.00250	-0.00189	-0.000380	0.00487	-0.00441
	(0.00345)	(0.00345)	(0.00356)	(0.00346)	(0.00447)	(0.00408)
2	0.0164**	0.0179***	0.00961	0.0105	0.0243***	-0.00431
	(0.00645)	(0.00641)	(0.00656)	(0.00655)	(0.00771)	(0.00797)
3 o más	0.0397***	0.0419***	0.0322**	0.0313**	0.0497***	0.0135
	(0.0145)	(0.0144)	(0.0142)	(0.0149)	(0.0180)	(0.0184)
Cantidad de menores entre 13 y 18 años						
1	0.00582*	0.00634*	0.00134	0.00289	0.0101**	-0.000792
	(0.00344)	(0.00344)	(0.00354)	(0.00347)	(0.00449)	(0.00412)
2	0.00813	0.00941*	0.000971	0.00325	0.0182**	-0.00382
	(0.00561)	(0.00560)	(0.00587)	(0.00565)	(0.00709)	(0.00680)
3 o más	0.0373***	0.0394***	0.0344**	0.0315**	0.0415***	0.00809
	(0.0133)	(0.0132)	(0.0132)	(0.0137)	(0.0155)	(0.0154)
Sexo jefe de hogar						
Mujer	-0.0130***	-0.0133***	-	-0.0146***	-0.0210***	-0.0136***
	(0.00238)	(0.00238)	(0.00245)	(0.00239)	(0.00337)	(0.00265)
Edad del jefe de hogar						
20-24 años	0.0117	0.0105	0.0101	0.0152	0.0182	0.00898
	(0.0216)	(0.0215)	(0.0227)	(0.0219)	(0.0304)	(0.0233)
25-29 años	0.0255	0.0248	0.0278	0.0300	0.0257	0.0297
	(0.0212)	(0.0212)	(0.0223)	(0.0215)	(0.0297)	(0.0230)
30-34 años	0.0358*	0.0344	0.0387*	0.0430**	0.0395	0.0355
	(0.0211)	(0.0210)	(0.0221)	(0.0214)	(0.0296)	(0.0228)
35-39 años	0.0507**	0.0490**	0.0564**	0.0586***	0.0577*	0.0530**
	(0.0210)	(0.0210)	(0.0220)	(0.0213)	(0.0295)	(0.0229)
40-44 años	0.0562***	0.0547***	0.0663**	0.0640***	0.0691**	0.0559**
	(0.0211)	(0.0210)	(0.0221)	(0.0214)	(0.0295)	(0.0229)
45-49 años	0.0620***	0.0607***	0.0715**	0.0696***	0.0680**	0.0608***
	(0.0211)	(0.0210)	(0.0221)	(0.0214)	(0.0295)	(0.0229)
50-54 años	0.0722***	0.0710***	0.0843**	0.0791***	0.0848***	0.0654***
	(0.0210)	(0.0210)	(0.0220)	(0.0213)	(0.0295)	(0.0228)
55-59 años	0.0803***	0.0793***	0.0935**	0.0863***	0.0882***	0.0771***
	(0.0211)	(0.0210)	(0.0221)	(0.0214)	(0.0296)	(0.0229)
60-64 años	0.0853***	0.0843***	0.102***	0.0908***	0.0907***	0.0864***
	(0.0212)	(0.0211)	(0.0222)	(0.0215)	(0.0297)	(0.0231)
65-69 años	0.0876***	0.0862***	0.104***	0.0932***	0.0917***	0.0873***
	(0.0212)	(0.0211)	(0.0222)	(0.0215)	(0.0297)	(0.0230)
70-74 años	0.0856***	0.0838***	0.108***	0.0910***	0.0899***	0.0904***
	(0.0213)	(0.0212)	(0.0223)	(0.0216)	(0.0299)	(0.0231)
75-79 años	0.0870***	0.0853***	0.111***	0.0924***	0.0886***	0.0848***
	(0.0215)	(0.0214)	(0.0225)	(0.0217)	(0.0301)	(0.0233)

80 años y más	0.0730***	0.0711***	0.0968**	0.0791***	0.0858***	0.0707***
	(0.0214)	(0.0214)	(0.0224)	(0.0217)	(0.0299)	(0.0233)
Educación del jefe de hogar						
Secund.o más	-0.0175***	-0.0159***	-	-0.00966***	-0.0114***	-0.0134***
	(0.00255)	(0.00254)	(0.00265)	(0.00265)	(0.00337)	(0.00310)
Constante	0.868***	0.765***	0.893***	1.011***	0.933***	0.938***
	(0.0371)	(0.0536)	(0.0533)	(0.0443)	(0.0523)	(0.0542)
Sesgo acumulado						
1994/5-2005/6	0.395	0.531	0.424	0.322	0.400	
2005/6-2016/7	0.167	0.275	0.0297	0.119		0.198
1994/5-2016/7	0.496	0.660	0.441	0.403		
Sesgo anualizado						
1994/5-2005/6	0.0431	0.0642	0.0472	0.0335	0.0437	
2005/6-2016/7	0.0164	0.0288	0.00273	0.0114		0.0199
1994/5-2016/7	0.0301	0.0470	0.0256	0.0227		
Observaciones						
Observaciones	13,449	13,449	13,445	13,445	8,204	9,772
R-squared	0.373	0.373	0.330	0.368	0.434	0.294
F(1st stage)				125.1	67.42	92.36
Wu-Hausman				97.12	28.80	88.11
Wu-H.(p-valor)				0,000	0,000	0,000

Nota: errores estándar robustos entre paréntesis.

\*\*\* p <0.01, \*\* p <0.05, \* p <0.1

**Tabla A3. Estimaciones por quintiles de las Curvas de Engel y del sesgo (anualizado). Modelo lineal, estimaciones por variables instrumentales**

	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
ln(gasto per cápita)	-0.130***	-0.150***	-0.0829***	-0.0915***	-0.0972***
	(0.0112)	(0.0242)	(0.0277)	(0.0217)	(0.00697)
ln(gasto hogar)	0.103	0.446***	0.289**	0.445***	0.427***
	(0.132)	(0.123)	(0.124)	(0.130)	(0.134)
Dummies temporales					
t = 1, 2005-06	-0.112***	-0.0782***	-0.0623***	-0.0588***	-0.0467***
	(0.00919)	(0.0105)	(0.00967)	(0.00802)	(0.00642)
t = 2, 2016-17	-0.113***	-0.133***	-0.0981***	-0.108***	-0.0927***
	(0.0242)	(0.0214)	(0.0201)	(0.0209)	(0.0200)
Región					
Montevideo	0.00387	0.00632	-0.00768	0.00460	-0.00289
	(0.00603)	(0.00582)	(0.00553)	(0.00481)	(0.00502)
Tamaño del hogar					
2 integrantes	-0.00298	-0.0137	0.00423	-0.0133**	-0.0159***
	(0.0194)	(0.0117)	(0.00980)	(0.00675)	(0.00529)
3 integrantes	-0.0330*	-0.0397***	-0.0108	-0.0300***	-0.0405***
	(0.0190)	(0.0122)	(0.0108)	(0.00884)	(0.00637)
4 integrantes	-0.0486**	-0.0515***	-0.0249**	-0.0256**	-0.0497***
	(0.0197)	(0.0138)	(0.0124)	(0.0103)	(0.00838)
5 integrantes	-0.0597***	-0.0638***	-0.0488***	-0.0260**	-0.0577***
	(0.0208)	(0.0153)	(0.0147)	(0.0127)	(0.00990)
6 int. o más	-0.0876***	-0.0590***	-0.0334*	-0.0263	-0.0533***
	(0.0231)	(0.0181)	(0.0195)	(0.0181)	(0.0146)
Cantidad de menores de 6 años					

1	7.23e-05	-0.0142*	0.00249	-0.0107	0.00197
	(0.00728)	(0.00851)	(0.00739)	(0.00831)	(0.00806)
2	0.00550	-0.01000	-0.00381	-0.0413***	-0.00949
	(0.0115)	(0.0139)	(0.0137)	(0.0125)	(0.0109)
3 o más	0.0308*	-0.0276	-0.0132	-0.0142	0.0445**
	(0.0185)	(0.0226)	(0.0333)	(0.0234)	(0.0197)
Cantidad de menores entre 6 y 12 años					
1	0.0106	0.000362	-0.0110	-0.0152*	-0.00224
	(0.00706)	(0.00756)	(0.00684)	(0.00779)	(0.00702)
2	0.0223*	0.0177	-0.00279	-0.00661	-0.00722
	(0.0115)	(0.0136)	(0.0122)	(0.0150)	(0.0124)
3 o más	0.0431**	0.0511*	-0.00443	-0.0293	0.0101
	(0.0192)	(0.0288)	(0.0316)	(0.0188)	(0.0336)
Cantidad de menores entre 13 y 18 años					
1	0.00169	0.0104	0.00715	-0.00486	-0.000870
	(0.00717)	(0.00740)	(0.00757)	(0.00764)	(0.00649)
2	0.0122	0.00836	-0.00725	-0.0124	-0.00307
	(0.0103)	(0.0127)	(0.0130)	(0.0132)	(0.0120)
3 o más	0.0465**	0.000523	0.0527**	0.0232	-0.0124
	(0.0204)	(0.0241)	(0.0223)	(0.0278)	(0.0144)
Sexo jefe de hogar					
Mujer	-0.0227***	-0.00855	-0.0172***	-0.0114**	-0.00628
	(0.00585)	(0.00599)	(0.00529)	(0.00515)	(0.00422)
Edad del jefe de hogar					
20-24 años	0.00535	0.0666**	0.0533	-0.0545	0.0231
	(0.0395)	(0.0284)	(0.0401)	(0.0561)	(0.0205)
25-29 años	0.0137	0.0909***	0.0517	-0.0353	0.0390**
	(0.0387)	(0.0276)	(0.0388)	(0.0554)	(0.0175)
30-34 años	0.0220	0.106***	0.0580	-0.00715	0.0516***
	(0.0385)	(0.0272)	(0.0385)	(0.0554)	(0.0167)
35-39 años	0.0436	0.114***	0.0845**	0.000344	0.0619***
	(0.0387)	(0.0259)	(0.0384)	(0.0556)	(0.0167)
40-44 años	0.0379	0.110***	0.0944**	0.0264	0.0778***
	(0.0389)	(0.0260)	(0.0388)	(0.0556)	(0.0165)
45-49 años	0.0559	0.108***	0.113***	0.00962	0.0724***
	(0.0390)	(0.0262)	(0.0386)	(0.0555)	(0.0162)
50-54 años	0.0765*	0.131***	0.0982**	0.0172	0.0834***
	(0.0392)	(0.0265)	(0.0384)	(0.0555)	(0.0159)
55-59 años	0.0678*	0.138***	0.111***	0.0342	0.0910***
	(0.0394)	(0.0269)	(0.0385)	(0.0557)	(0.0160)
60-64 años	0.0606	0.147***	0.120***	0.0327	0.0991***
	(0.0398)	(0.0273)	(0.0390)	(0.0558)	(0.0166)
65-69 años	0.0693*	0.127***	0.121***	0.0364	0.119***
	(0.0400)	(0.0267)	(0.0391)	(0.0558)	(0.0166)
70-74 años	0.0872**	0.165***	0.114***	0.0203	0.0933***
	(0.0415)	(0.0281)	(0.0391)	(0.0562)	(0.0168)
75-79 años	0.0790*	0.147***	0.134***	0.0279	0.0885***
	(0.0437)	(0.0278)	(0.0399)	(0.0566)	(0.0168)
80 años y más	0.0239	0.135***	0.0989**	0.0232	0.0883***
	(0.0426)	(0.0282)	(0.0398)	(0.0566)	(0.0169)
Educación del jefe de hogar					
Secundaria o más	-0.00682	0.00308	-0.0284***	-0.0170***	-0.00892*
	(0.00880)	(0.00745)	(0.00624)	(0.00574)	(0.00462)
Constante	0.916***	0.948***	0.653***	0.790***	0.741***

	(0.0595)	(0.109)	(0.136)	(0.124)	(0.0497)
Sesgo acumulado					
1994/5-2005/6	0.577	0.407	0.529	0.474	0.381
2005/6-2016/7	0.00365	0.308	0.351	0.414	0.378
1994/5-2016/7	0.579	0.590	0.694	0.692	0.615
Sesgo anualizado					
1994/5-2005/6	0.0727	0.0447	0.0637	0.0547	0.0412
2005/6-2016/7	0,00033	0.0330	0.0385	0.0475	0.0422
1994/5-2016/7	0.0378	0.0390	0.0514	0.0512	0.0417
Observaciones	2,780	2,587	2,588	2,615	2,875
R-squared	0.287	0.182	0.223	0.238	0.280
F(1st stage)	143.3	211.4	123.4	153.8	507.9
Wu-Hausman	10.81	10.02	0.279	0.106	7.351
Wu-H.(p-valor)	0.00101	0.00155	0.597	0.745	0.00670

Nota: La variable independiente Gasto per cápita (log) instrumentada con el Ingreso per cápita (log)  
 Errores estándar robustos entre paréntesis.

\*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1

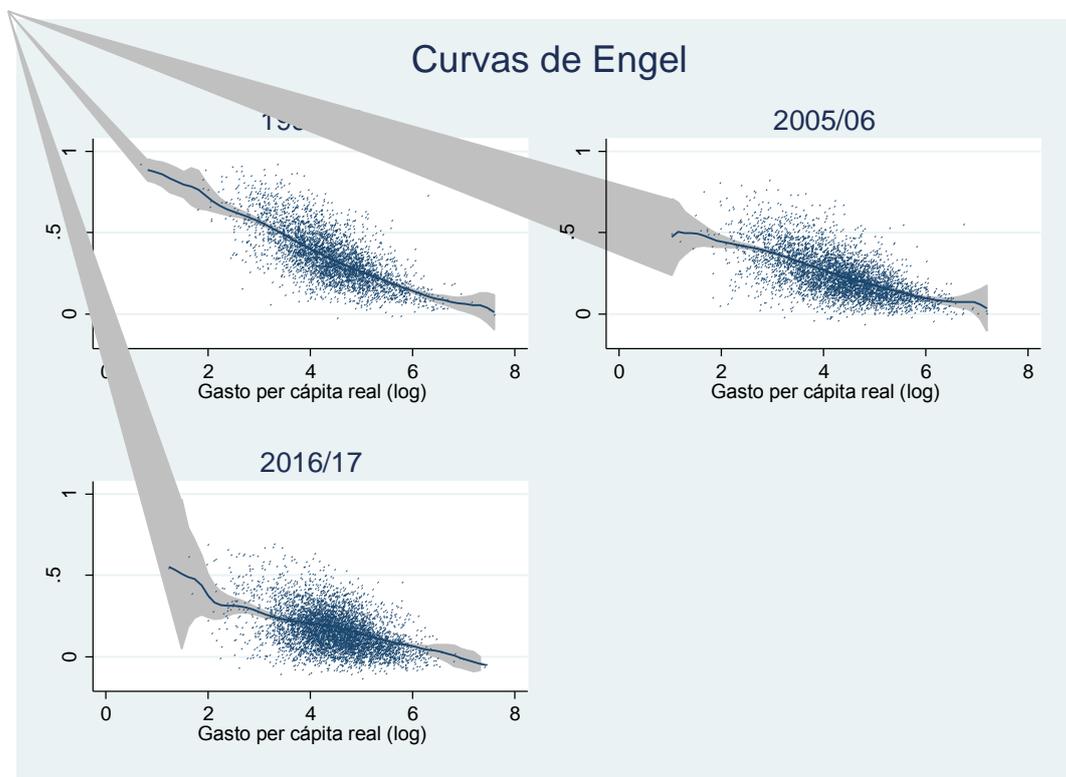
**Tabla A4. Estimaciones por Mínimos Cuadrados No Lineales de los principales coeficientes de la especificación cuadrática de la Curva de Engel y del sesgo (anualizado)**

	MCNL
ln(precio relativo)	0,301***
	(0.0449)
ln(gasto per cápita)	-0,269***
	(0.0119)
ln(gasto pcápita)^2	0,0153***
	(0.0012)
Dummies temporales	
t = 1, 2005-06 ( $\lambda_1$ )	-0,749***
	(0.0256)
t = 2, 2016-17 ( $\lambda_2$ )	-1,092***
	(0.0722)
Sesgo acumulado	
1994/95 - 2005/06	0,5270
2005/06 - 2016/17	0,2900
1994/95 - 2016/17	0,6640
Sesgo anualizado	
1994/95 - 2005/06	0,0635
2005/06 - 2016/17	0,0306
1994/95 - 2016/17	0,0475
Observaciones	13.452
R-squared	0,372
F(1st stage)	1252

Nota: El gasto per cápita (log) instrumentado con el Ingreso per cápita (log). La estimación incluye como controles el efecto fijo de región, el tamaño y composición del hogar y las otras variables de control incluidas en los restantes modelos.

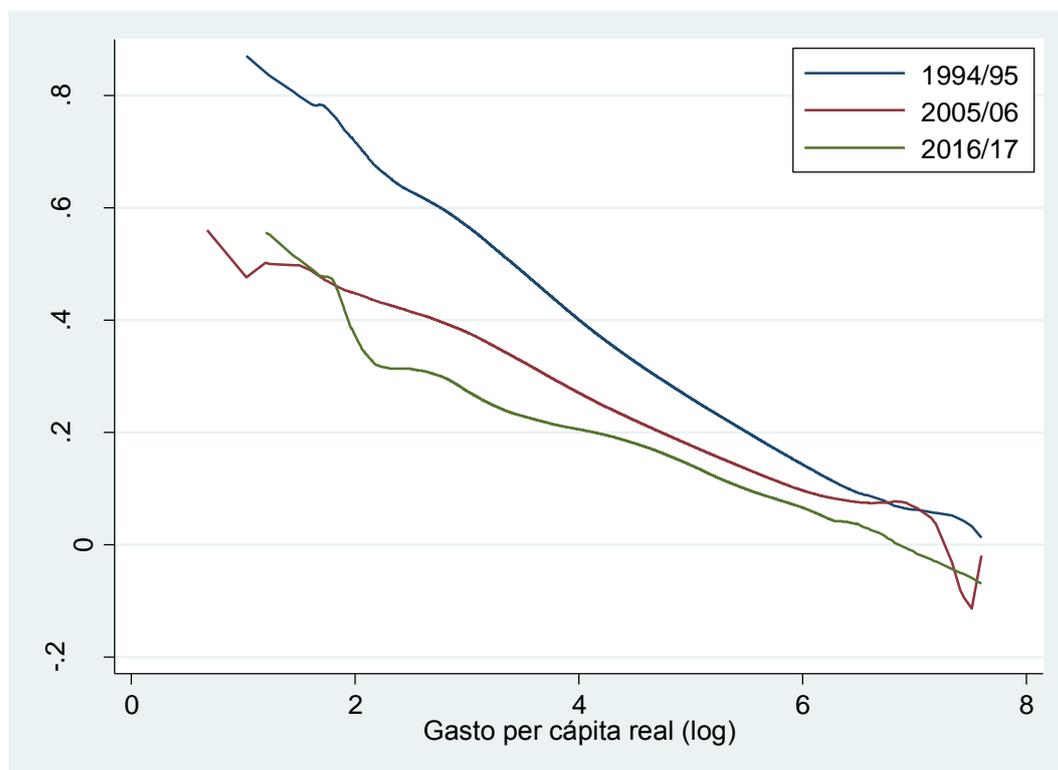
Errores estándar entre paréntesis. \*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1

**Gráfico A1. Curvas de Engel. Estimaciones no paramétricas por período con gráficos de dispersión e intervalos de confianza al 95%**



Estimaciones propias en base a ENGIH 1994/5, ENGIH 1994/5 ENGIH 1994/5 e IPC del INE

**Gráfico A2. Estimaciones no paramétricas de las Curvas de Engel**



Estimaciones propias en base a ENGIH 1994/5, ENGIH 1994/5 ENGIH 1994/5 e IPC del INE

## Anexo B. Derivación de la curva de Engel en marco de la teoría del consumidor

Deaton y Muellbauer (1980) derivan la especificación Working-Leser de una curva de Engel lineal en el logaritmo del gasto a partir de la maximización de la utilidad del consumidor en un sistema de ecuaciones conocido desde entonces como Sistema de Demanda Casi Ideal (AIDS, por sus siglas en inglés). Para la derivación de la curva de Engel a partir de la maximización individual se sigue en lo esencial el camino elegido por los autores, donde la clave radica en partir de una función de costo  $c = c(p, \bar{U})$  del tipo PIGLOG (precio invariante generalizado logarítmico) definida por

$$\ln c(p, \bar{U}) = (1 - \bar{U}) \ln\{a(p)\} + \bar{U} \ln\{b(p)\}$$

Donde:

$$\ln a(p) = a_0 + \sum_k \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \ln p_k \ln p_j$$

$$\ln b(p) = \ln a(p) + \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k}$$

La función de costo AIDS resultante es:

$$\ln c(p, \bar{U}) = a_0 + \sum_k \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \ln p_k \ln p_j + u \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k}$$

Donde  $\alpha_k$ ,  $\beta_k$  y  $\gamma_{kj}^*$  son parámetros.

Por el lema de Sheppard (1953) derivando la función de gasto con respecto a los precios se obtienen las curvas de demanda:

$$\frac{\delta c(p, \bar{U})}{\delta p_i} = q_i$$

Multiplicando ambos lados por  $p_i/c(p, \bar{U})$  se obtiene la participación del gasto en el bien  $i$  en el presupuesto  $\omega_i$

$$\frac{\delta c(p, \bar{U})}{\delta p_i} \cdot \frac{p_i}{c(p, \bar{U})} = \frac{p_i q_i}{c(p, \bar{U})} = \omega_i$$

Por tanto la diferenciación logarítmica de la función de costo AIDS refleja la participación de cada bien en el presupuesto como función de los precios y la utilidad:

$$\omega_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \bar{U} \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \quad \text{donde } \gamma_{ij} = \frac{1}{2} (\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*)$$

Para el consumidor que maximiza su utilidad el ingreso (o gasto) total  $Y$  es igual a  $c(p, \bar{U})$ , invirtiendo la función de costo se obtiene la función de utilidad indirecta, que muestra la utilidad en función de los precios y el presupuesto:  $U^* = U(p_i, Y)$ .

Sustituyendo la función de utilidad resultante en la ecuación anterior se obtienen las funciones de demanda del modelo AIDS, que expresan la participación del gasto en cada bien en el presupuesto en función de los precios y el ingreso:

$$\omega_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln(Y/P)$$

Bajo las restricciones  $\sum_i \alpha_i = 1$ ,  $\sum_i \gamma_{ij} = 0$  y  $\sum_i \beta_i = 0$ .

el modelo AIDS tiene las ventajas que posee las propiedades establecidas para las funciones de demanda teóricas: cumple con la propiedad de aditividad ( $\sum_i \omega_i = 1$ ), satisface la simetría de Slutsky y es homogénea de grado cero en precios y gasto total tomados conjuntamente. Adicionalmente, resuelve los problemas de agregación, por lo que ha sido utilizado y testeado ampliamente.