



**Departamento de Economía**  
Facultad de Ciencias Sociales  
Universidad de la República

## **Documentos de Trabajo**

# **Estimación de demanda de cigarrillos en Uruguay: análisis en base a encuestas de gastos e ingresos de los hogares**

**Mariana Gerstenblüth  
Cecilia González  
Patricia Triunfo**

**Documento No. 07/23**  
Diciembre 2023

ISSN 0797-7484

# **Estimación de demanda de cigarrillos en Uruguay: análisis en base a encuestas de gastos e ingresos de los hogares**

**Mariana Gerstenblüth**

**Cecilia González**

**Patricia Triunfo**

Departamento de Economía  
Facultad de Ciencias Sociales  
Universidad de la República  
Montevideo, Uruguay  
Tel.: (598 2) 410 64 49

Correo autor correspondencia: [patricia.triunfo@cienciassociales.edu.uy](mailto:patricia.triunfo@cienciassociales.edu.uy)

## **Resumen**

En este trabajo se estima la demanda de cigarrillos totales (origen lícito e ilícito) para Uruguay, a partir de los datos de la última Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos de los Hogares (ENGIH) realizada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) en los años 2016-2017. Se utiliza el método *Almost Ideal Demand System* (AIDS) desarrollado inicialmente por Deaton, el cual aprovecha la variación espacial de los precios como instrumento para corregir los potenciales problemas de endogeneidad, corrigiendo a su vez por sesgo de selección a la Heckman. Los resultados muestran una elasticidad precio igual a -0.639, lo cual implica que ante aumentos de un 10% en el precio de la cajilla de cigarrillos el consumo total de cigarrillos caería en un 6.39%, y una elasticidad gasto igual a 0.107, esto es, ante aumentos de un 10% en el gasto el consumo aumentaría un 1.07%. Las estimaciones por tercil de gasto, permiten afirmar que el tercil más bajo, los hogares con menor nivel socioeconómico, tienen una demanda elástica, con elasticidad precio mayor que el promedio, igual a -1.391, implicando que ante aumentos del 10% en el precio su demanda caería aproximadamente en un 14%.

### **Abstract**

This study estimates the total demand for cigarettes (both licit and illicit) in Uruguay, utilizing data from the most recent National Household Expenditure and Income Survey (ENGIH) conducted by the National Institute of Statistics (INE) between 2016 and 2017. The method employed is the Almost Ideal Demand System (AIDS), originally developed by Deaton. This method leverages the spatial variance of prices as a tool to address potential endogeneity issues, simultaneously correcting for Heckman selection bias.

The findings reveal a price elasticity of -0.639, indicating that a 10% increase in the price of a cigarette pack would result in a 6.39% decrease in total cigarette consumption. Additionally, an expenditure elasticity of 0.107 signifies that a 10% rise in spending would lead to a 1.07% increase in consumption. Analysis based on expenditure tertiles suggests that households in the lowest tertile, representing the lowest socioeconomic level, exhibit an elastic demand. Specifically, their price elasticity surpasses the average, standing at -1.391. This implies that a 10% price hike would cause their demand to drop by approximately 14%.

**Key words:** tobacco control, cigarette taxes, price elasticity, expenditure, household survey.

**JEL:** I18, I12, D12.

---

#### **Agradecimientos**

Agradecemos al Instituto Nacional de Estadística por brindarnos acceso a los datos utilizados en este documento. Nos beneficiamos de los comentarios y útiles sugerencias de Ignacio Finot, Guillermo Paraje, Mauricio Flores y Luca Pruzzo.

#### **Financiamiento**

El Departamento de Economía ha sido financiado por la Universidad Adolfo Ibáñez (UAI) y por Bloomberg Philanthropies ([www.bloomberg.org](http://www.bloomberg.org)) para realizar investigaciones económicas sobre la tributación del tabaco en Uruguay. UAI es socio de la Iniciativa Bloomberg para Reducir el Consumo de Tabaco. Los puntos de vista expresados en este documento no se pueden atribuir ni representan los puntos de vista de UAI o de Bloomberg Philanthropies.

#### **Conflictos de interés**

Ninguno.

## **1. Introducción**

De acuerdo a la Organización Mundial de la Salud (OMS), el 22,3% de la población mundial consume tabaco, el cual mata a más de 8 millones de personas al año (OMS, 2021). Dicho consumo tiene además un importante costo económico, fundamentalmente asociado a los elevados costos sanitarios de tratar las enfermedades que causa y la pérdida de capital humano a causa de su morbilidad (Pichón-Riviere et al., 2020). El Convenio Marco de la OMS para el Control del Tabaco (CMCT), ratificado por Uruguay en 2005, establece un conjunto de medidas en pos del combate al tabaquismo: vigilancia y prevención, protección respecto a humo de segunda mano, promoción de la cesación, advertir sobre los peligros del tabaco, prohibición de publicidad y promoción, y finalmente, aumento de impuestos al tabaco.

La experiencia a nivel internacional ha comprobado que incrementar el precio de los cigarrillos a través de impuestos más elevados, es una medida costo-efectiva para reducir el consumo de tabaco (Ranson et al., 2000). No obstante, es importante tener en cuenta que un aumento en el precio podría también impulsar un mayor consumo de productos sustitutos del tabaco (Tsiu, 2016). Es entonces fundamental entender cómo los cambios en los precios afectan el consumo de productos de tabaco, lo cual es posible aproximar a través de la elasticidad precio de la demanda, es decir, cómo responde la cantidad consumida frente a la variación en el precio.

Existen antecedentes para Uruguay que utilizan series temporales, los cuales encuentran elasticidades precio de los cigarrillos que van entre  $-0,49$  y  $-0,7$  dependiendo del período considerado (Ramos y Curti, 2005; Ramos y Curti, 2010; Ferre y Triunfo, 2023). Dichos estudios, al trabajar con datos agregados a nivel nacional, no permiten controlar por características de los hogares (educación, tamaño y composición de los

hogares, etc.), ni tampoco identificar si existen diferencias en las elasticidades estimadas por nivel socioeconómico. Esto último hace posible incorporar consideraciones de equidad (John et al., 2019) e impactos diferenciales de posibles cambios en la tributación a los cigarrillos. A su vez, estas estimaciones con series que surgen de registros administrativos asociados a la recaudación de impuestos, identifican únicamente el consumo legal.

La evidencia internacional muestra elasticidades precio de los cigarrillos bajas. Esto es, existe una relación negativa entre precio y consumo, disminuyendo este último menos que proporcionalmente respecto al cambio en el precio. Para países de altos ingresos se encuentran valores entre -0,2 y -0,5, mientras que para países de ingresos medios y bajos varía entre -0,5 y -1,0. En particular para América Latina, se encuentran valores menores a -0,5, aunque estimaciones más recientes varían entre -0,7 y -0,9 (Cruces et al., 2022; Guindon et al., 2015; Hu et al., 2010; IARC, 2011; Paraje et al., 2021).

El objetivo de este trabajo es estimar la elasticidad precio y la elasticidad gasto de la demanda de cigarrillos para Uruguay, utilizando los datos de la última Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos de los Hogares (ENGIH) realizada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) en los años 2016-2017. El uso de la ENGIH, a diferencia de estimaciones previas con series temporales, permite estimar considerando las características del hogar que afectan el consumo de tabaco así como considerar el gasto total en cigarrillos, esto es, de origen lícito e ilícito.

## **2. Metodología**

Este trabajo estima la demanda de cigarrillos siguiendo el método propuesto inicialmente por Deaton y Muellbauer (1980) denominado *Almost Ideal Demand System*

(AIDS), y ampliado en sucesivos trabajos (Deaton, 1988, 1990, 2010, 2019; Heien y Wessells, 1990; John et al., 2019).

El método aprovecha la variación espacial de los precios como “instrumento” para corregir problemas de identificación o endogeneidad al estimar la elasticidad precio de la demanda de cigarrillos.<sup>1</sup> Al demandar un producto, los hogares eligen tanto cantidad como calidad, por lo tanto, el gasto que realizan refleja cantidad, calidad<sup>2</sup> y precio. Este modelo corrige los efectos de las variaciones de precios sobre la elección de la calidad de los bienes consumidos, que puedan estar sobreestimando la elasticidad precio de la demanda. Para ello, es fundamental que haya variación espacial genuina de los precios, requiriendo que dicha variación sea exógena al proceso que determina la demanda. En efecto, los precios de la mayoría de los bienes son similares dentro de zonas pequeñas o *clusters*, pero pueden variar entre zonas debido a la existencia de costos de transporte u otros factores externos, como pertenecer a zonas fronterizas que se vean afectadas por precios relativos diferentes, impactos del contrabando, etc. Deaton destaca que es importante aumentar el número de *clusters* o conglomerados más que el número de observaciones dentro de cada uno, debido a que el modelo no garantiza consistencia ante un pequeño número de los mismos. A su vez, los conglomerados asociados a grandes áreas geográficas pueden no estar enfrentándose al mismo mercado, y, por lo tanto, pueden existir variaciones intrarregionales que pueden ser tratados como errores de

---

<sup>1</sup> Estos problemas pueden surgir por simultaneidad (por ejemplo, el precio determina la demanda, pero también la demanda puede estar determinando el precio), variables omitidas, o errores de medición. De no corregirse, las estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) serían sesgadas e inconsistentes, debido a que el término de error estaría correlacionado con los regresores endógenos.

<sup>2</sup> La noción de "calidad" en productos de tabaco es errónea, dado que todos los productos de tabaco contienen una mezcla de sustancias químicas dañinas para la salud, como ser nicotina, alquitrán, monóxido de carbono, entre otras. No existe un cigarrillo o producto de tabaco que pueda considerarse seguro o bueno para la salud, por lo tanto, cualquier mejora en la apariencia o experiencia del producto no cambia su impacto negativo en la salud. De todos modos, en la literatura se aísla este atributo para diferenciar el tipo de producto consumido.

medición. Por lo tanto, los hogares en un *cluster* deben tener proximidad geográfica y ser encuestados más o menos al mismo tiempo, siendo el supuesto fundamental que los precios sean constantes a nivel del conglomerado y variar entre ellos. Para tales efectos se utilizan las Unidades Primarias de Muestreo (UPM) definidas por el INE.

John et al. (2019) presentan en detalle los pasos requeridos para la estimación del modelo. En primer lugar, a partir de la información de la ENGIH se obtienen los valores unitarios (como aproximación al precio) a nivel de cada hogar, como el cociente entre el gasto total en cigarrillos y la cantidad de cigarrillos comprada por cada hogar (expresada en cajas de cigarrillos)<sup>3</sup>:

$$v_{hc} = \frac{gci_{g_{hc}}}{qci_{g_{hc}}} \quad (1)$$

Siendo  $v_{hc}$ ,  $gci_{g_{hc}}$  y  $qci_{g_{hc}}$  el valor unitario, el gasto y la cantidad de cajas de cigarrillos del hogar  $h$  en el *cluster*  $c$ . Deaton utiliza valores unitarios en lugar de precios debido a que las encuestas de gastos de los hogares rara vez recopilan información sobre los precios que enfrentan los hogares individuales. Sin embargo, plantea dos inconvenientes que surgen de utilizar los valores unitarios. En primer lugar, los valores unitarios se ven afectados por la heterogeneidad de la calidad: los hogares pueden responder a un aumento de precios cambiando a una marca de cigarrillos más barata o con una pequeña disminución en la cantidad. Esto puede generar una sobreestimación de la elasticidad precio de la demanda. En segundo lugar, puede haber errores de medición en el valor unitario debido a errores en el reporte de los gastos o cantidades por parte de los hogares, dando como resultado un precio incorrecto, incluso si los cigarrillos fueran un producto homogéneo. El enfoque de Deaton del sistema de dos ecuaciones (que se

---

<sup>3</sup> Se considera una cajilla de 20 cigarrillos.

detalla más adelante en el tercer paso), intenta corregir la elección de la calidad y el error de medición mediante el supuesto de separabilidad débil de la función de demanda de cigarrillos.

El segundo paso consiste en determinar si los precios varían espacialmente (supuesto identificador), es decir, si efectivamente los precios unitarios obtenidos en (1) varían entre conglomerados. Para estos fines, se utiliza un análisis de varianza (ANOVA), donde un estadístico F grande permite concluir que los precios unitarios varían geográficamente.

En el tercer paso se estiman, de manera simultánea y para cada *clúster*, las regresiones de la proporción del gasto en cigarrillos y del valor unitario a través de las ecuaciones (2) y (3).

$$w_{hc} = \alpha_0 + \beta_0 \ln x_{hc} + \gamma_0 z_{hc} + imr_{hc} + \theta \ln p_{hc} + (f_c + u_{0hc}) \quad (2)$$

En la ecuación (2) la demanda de cigarrillos se aproxima a través de  $w_{hc}$ , que representa la proporción del gasto en cigarrillos en el gasto total del hogar del hogar  $h$  en el cluster  $c$ ;  $\ln x_{hc}$  es el logaritmo del gasto total del hogar durante el período de referencia;  $z_{hc}$  es un vector de características del hogar y del jefe de hogar;  $f_c$  representa el efecto fijo por cluster, que permite controlar por preferencias y características propias de cada *cluster*. El término de error es  $u_{0hc}$ .

Por su parte,  $imr_{hc}$  es la inversa del ratio de Mills que se obtiene al corregir por sesgo de selección. Siguiendo a Heien y Wessells (1990). Complementado el modelo original de Deaton, se aplica el procedimiento de Heckman (1979), dado que la mayoría de los hogares en nuestra encuesta no reporta gastos en cigarrillos (84%).

$$\ln v_{hc} = \alpha_1 + \beta_1 \ln x_{hc} + \gamma_1 z_{hc} + \psi \ln p_{hc} + u_{1hc} \quad (3)$$



En la ecuación (3)  $\ln v_{hc}$  es el logaritmo del valor unitario del hogar  $h$  en el cluster  $c$ . Los hogares eligen un valor unitario del bien a consumir de acuerdo a características del hogar, a su presupuesto y a ciertas características del producto (por ejemplo, filtro, longitud, sabor, marca, etc.). Esta elección se modela en función de las mismas variables que la ecuación (2) excepto  $f_c$ . No se incluyen los efectos fijos por clúster porque como observa Deaton, dados los precios en cada clúster, los valores unitarios dependen sólo de los efectos de la calidad y los errores de medición. Por lo tanto, la ecuación (3) permite comprobar la presencia de efectos de “calidad” en el resultado del valor unitario. El coeficiente  $\beta_1$  representa la elasticidad de la calidad con respecto al gasto total, donde una relación positiva y significativa entre el gasto del hogar y el valor unitario sugiere la presencia de efectos de calidad. Es decir, los hogares más ricos estarían reportando valores unitarios más altos principalmente porque compran cigarrillos de mayor calidad. La magnitud de  $\beta_1$  permitirá corregir la elasticidad precio por los efectos de la calidad. Finalmente,  $u_{1hc}$  es el término de error. Además, los términos  $u_{0hc}$  y  $u_{1hc}$  incorporan los posibles errores de medición en la proporción del gasto en cigarrillos y los valores unitarios de las regresiones (2) y (3) respectivamente.

En las ecuaciones (2) y (3),  $\ln p_{hc}$  corresponde a los precios no observados para el hogar  $h$  en el *cluster*  $c$ , con lo cual, dichas ecuaciones se estiman sin estos precios. El supuesto fundamental es que los precios no observados son constantes a nivel de conglomerado, por lo tanto, todos los hogares pertenecientes a un mismo conglomerado toman sus decisiones de consumo y calidad en función de un mismo precio (que está siendo aproximado a través del efecto fijo). Las variaciones de precios solo ocurren entre conglomerados.

Como resultado, se obtienen las estimaciones de la elasticidad precio de la demanda y de la elasticidad gasto de la demanda. En ambos casos, se estiman los errores estándar mediante *bootstrapping* (1000 replicaciones).

A efectos de considerar impactos diferenciales por nivel socioeconómico, las estimaciones se realizan para tres subgrupos de hogares diferentes (restringiendo la muestra), clasificados según su nivel de gasto total (terciles de gasto per cápita del hogar).

### 3. Datos

Los datos utilizados provienen de la ENGIH 2016-2017, que se relevó entre noviembre de 2016 y octubre de 2017 inclusive. En esta encuesta, los hogares reportan las cantidades compradas y el dinero gastado en cada uno de los rubros durante el tiempo que dura la recolección de datos (una semana en cada hogar). La muestra total consistió en 6889 hogares. Se eliminaron los gastos cuyo destino no es el consumo, tales como inversiones o pago de impuestos; así como gastos cuyo destino no es el consumo del hogar, tales como compras para instituciones sin fines de lucro, para otros hogares o para actividades económicas). Por último, se eliminaron los casos que no registraron valores en cantidades o montos gastados, la cual incluye hogares con y sin compras de productos de tabaco.

En la base de datos sobre gastos de los hogares, se identifica el rubro “cigarrillos con filtro”, para el cual se construyen variables de cantidades compradas ( $qcig_h$ ) y de gasto anual (deflactado según el mes de la compra) para cada hogar ( $gcig_h$ ). A su vez, se calculan precios implícitos por hogar, como el cociente entre la cantidad comprada y el gasto realizado ( $v_h$ ). Por otro lado, se crean las siguientes variables: logaritmo del gasto total del hogar en pesos reales ( $lnx_h$ ); una variable binaria que toma el valor 1 si el hogar

tuvo gasto positivo en cigarrillos y 0 en caso contrario (*gastacig*); proporción del gasto en cigarrillos en el gasto total del hogar ( $w_h$ ); y como aproximación al nivel socioeconómico de los hogares se crearon cinco variables binarias por quintil de gasto per cápita del hogar (*gquintil*) (quintil 5 omitido).

Por otro lado, se consideran variables que recogen las características socioeconómicas de los jefes de hogar (sexo, edad y educación), y del hogar en su conjunto (cantidad de personas, hacinamiento, edad y educación promedio, máximo nivel educativo, cantidad de menores de 13 años, proporción de hombres en el hogar).

Como variable de conglomerado se considera la Unidad Primaria de Muestreo (UPM) que genera el Instituto Nacional de Estadística (INE), que distingue 1839 agrupaciones de hogares según zona geográfica.

La Tabla 1 presenta las estadísticas descriptivas de las principales variables de interés, para el promedio y para los tres grupos según nivel de gasto per cápita del hogar. Como es posible observar, casi la mitad de los hogares declara tener jefatura femenina (49%). La edad promedio del jefe de hogar es 51.8 años, y presenta una relación creciente con el nivel de gasto per cápita del hogar. El tamaño promedio de los hogares es de 2.8 personas, y es mayor para los hogares de menor gasto per cápita. De la misma manera, la presencia de menores de 13 años también es mayor para los hogares de primer tercil. A su vez, en el primer tercil el 12% de los hogares presenta condiciones de hacinamiento, mientras que solo el 1% de los hogares del tercil más alto (3) está en esta situación. El 32% de los hogares tiene jefes de hogar con educación primaria (completa o incompleta) como máximo nivel educativo alcanzado, 36% tiene secundaria incompleta, 8,7% secundaria completa, 9,7% nivel terciario incompleto y 13,6% educación terciaria completa o más, existiendo una gran desigualdad por quintiles de gasto per cápita. Por

ejemplo, 47% de los hogares del primer tercil tiene jefes de hogar que completaron como máximo la educación primaria, frente al 18% de los jefes de hogar del tercil superior. En cambio, dentro de estos últimos, el 27,9% de los jefes de hogar tiene educación terciara completa, mientras que solo el 2,7% de los jefes de hogar del primer tercil la alcanzan. Existe a su vez una gran desigualdad en los niveles de gasto. Los hogares del tercil superior gastan 3 veces más que los hogares del primer tercil si se toma en cuenta el gasto total de los hogares. Pero al considerar la diferente composición de los hogares por tercil, las diferencias son aún mayores: el gasto per cápita es 5 veces mayor en los hogares del tercil 3 en relación con los hogares del tercil 1. El mayor gasto en cigarrillos (considerando únicamente hogares que gastan en cigarrillos) se da en promedio, entre los hogares del tercil superior, al igual que el mayor consumo medido en cajas de cigarrillos (231 cajas al año en promedio por hogar). Estos hogares pagan a su vez el mayor precio implícito. Cabe destacar que el precio implícito pagado por la caja de cigarrillos aumenta a medida que aumenta el tercil. Por último, el gasto en cigarrillos representa en promedio, el 4,4% del gasto total de los hogares que compran cigarrillos, siendo esta proporción algo mayor para los hogares del tercil inferior (4,9%).

Tabla 1. Estadísticas descriptivas por terciles de gasto per cápita del hogar (SE entre paréntesis), ENGIH 2017, Uruguay.

	Total	Tercil 1	Tercil2	Tercil3
Hogares con jefatura femenina (%)	49,0 0,0	50,7 0,1	45,9 0,1	50,5 0,1
Edad del jefe de hogar (años)	51,8 0,0	48,8 0,0	51,8 0,0	54,9 0,0

Tamaño del hogar (n)	2,8	3,6	2,7	2,1
	0,0	0,0	0,0	0,0
Cantidad de menores de 13 años	0,5	0,9	0,4	0,2
	0,0	0,0	0,0	0,0
Edad promedio del hogar (años)	42,9	35,9	43,3	49,7
	0,0	0,0	0,0	0,0
Proporción de hombres por hogar (%)	47,6	48,4	48,0	46,4
	0,0	0,0	0,0	0,1
Hogares en condición de hacinamiento (3 o más personas por habitación para dormir) (%)	5,5	12,1	3,1	1,3
	0,0	0,1	0,0	0,0
Educación promedio del hogar (años)	8,9	7,0	8,7	11,1
	0,0	0,0	0,0	0,0
Educación máxima del hogar (años)	11,1	9,6	10,9	12,9
	0,0	0,0	0,0	0,0
Jefe de hogar con educación primaria completa o incompleta (%)	32,0	47,0	30,8	18,1
	0,0	0,1	0,1	0,1
Jefe de hogar con educación secundaria incompleta (%)	36,0	40,3	40,9	26,7
	0,0	0,1	0,1	0,1
Jefe de hogar con educación secundaria completa (%)	8,7	6,1	9,2	10,8
	0,0	0,0	0,0	0,0
Jefe de hogar con educación terciaria incompleta (%)	9,7	3,9	8,8	16,5
	0,0	0,0	0,0	0,1
Jefe de hogar con educación terciaria completa (%)	13,6	2,7	10,2	27,9
	0,0	0,0	0,0	0,1
Gasto anual del hogar (promedio) (en pesos)	339325,0	178920,2	302164,3	537043,2
	247,4	137,7	217,6	570,1
Gasto anual per cápita del hogar (promedio) (en pesos)	142968,2	51692,0	112396,3	264912,9
	108,7	27,3	31,6	215,1
Hogares con gasto en cigarrillos (%)	16,2	14,5	18,4	15,6
	0,0	0,1	0,1	0,1
Gasto anual en cigarrillos del hogar (solo hogares con gasto positivo) (pesos)	13402,9	9570,9	14178,2	16069,7
	25,4	37,1	41,3	48,4
Cantidad promedio de cajas de cigarrillos al año (solo hogares con gasto positivo)	205,0	166,5	213,3	231,3
	0,4	0,7	0,7	0,7
Precio implícito de la caja de cigarrillos (en pesos)	69,0	64,6	69,9	72,0
	0,0	0,1	0,1	0,0
Gasto en cigarrillos en el gasto total del hogar (total de hogares) %	0,7	0,7	0,9	0,6
	0,0	0,0	0,0	0,0
Gasto en cigarrillos en el gasto total del hogar (hogares con gasto en cigarrillos) %	4,4	4,9	4,8	3,6
	0,0	0,0	0,0	0,0

Nota: Los gastos son reales, deflactados por el IPC general del mes correspondiente.

#### 4. Resultados

A efectos de comprobar la hipótesis de identificación, eso es, que existe variación espacial de los valores unitarios entre las unidades geográficas utilizadas, se realiza el Análisis de Varianza (ANOVA). Los resultados presentados en la Tabla 2, muestran un

$R^2$  de 82%, lo cual implica que una alta proporción de la variación total del valor unitario ocurre entre *clusters*. Por su parte, el estadístico F de la hipótesis de invarianza espacial es “grande”. Ambas hipótesis permiten pensar que la variación espacial existe y es de importante magnitud.

Tabla 2: Resultados ANOVA

Estadístico F	P valor	$R^2$	N
1,29	0,0119	0,82	994

Nota: El estadístico F y el valor p están asociados con la hipótesis nula de que no hay variación espacial en los valores unitarios. La hipótesis es rechazada. El  $R^2$  mide la proporción de la variación en los precios que ocurre entre los grupos. n es el número total de hogares.

En la Tabla 3 se presentan los resultados obtenidos de la aplicación de la metodología de Deaton corrigiendo por sesgo de selección de Heckman. La elasticidad precio de la demanda de cigarrillos es -0,639, lo que implica que frente a un aumento del 10% en precio, el consumo de cigarrillos cae un 6,39%. Por su parte, la elasticidad gasto (como proxy del ingreso) es 0,107, esto es, frente a un aumento del 10% del ingreso, los hogares aumentan el consumo de cigarrillos en un 1,07%. Estos resultados están en línea con lo encontrado para países de la región y otros en vías de desarrollo (Guindon et al., 2015; Chavez, 2016; Huque et al., 2023; Paraje et al., 2021; Dare et al., 2021), así como con la reciente estimación para Uruguay utilizando datos de series temporales para la demanda de cigarrillos lícitos (Ferre et al., 2023).

Finalmente, la utilización de la EGIH permite estimar las elasticidades para distintos grupos de hogares, de acuerdo a su nivel socioeconómico. En este trabajo, como mencionamos anteriormente se opta por terciles de gasto. Como se observa en la Tabla 3 la elasticidad precio es únicamente significativa para el tercil de gasto más bajo (1), la cual es superior, en valor absoluto, a la que se obtiene para el promedio de los hogares.

En este caso el valor se corresponde con una demanda de cigarrillos elástica. La elasticidad gasto, por su parte, es significativa para los terciles 1 y 3, mostrando una elasticidad casi unitaria para el primero y de 0,489 en los hogares con mayores niveles de gasto. Finalmente, la elasticidad respecto a la calidad no es significativa ni para el promedio de los hogares, ni en ninguno de los terciles considerados.

Tabla 3: Resultados de las estimaciones de demanda para el promedio y según tercil de gasto del hogar.

	Promedio	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3
Elasticidad precio	-0,639 (0,000)***	-1.391 (0.736)*	-1,468 (21.171)	-0.153 (32,634)
Elasticidad gasto	0,107 (0,000)***	0,950 (0,340)**	0,624 (0,721)	0,489 (0,284)*
Elasticidad calidad	0,168 (0,110)	0,115 (0,260)	0,212 (0,322)	-0,037 (0,113)

Nota: Entre paréntesis errores estándares, estimados por bootstrapping (1000 replicaciones). \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.10.

## 5. Discusión y conclusiones

Los resultados de las estimaciones de elasticidad precio de la demanda de cigarrillos (de origen legal e ilegal) para Uruguay, a través de la última Encuesta de Gastos e Ingresos de los Hogares (2016-2017), muestran que existe espacio para aumentos de precios a través de impuestos. Los mismos provocarían disminución en el consumo, más pronunciadamente en los hogares de menor nivel socioeconómico que en el promedio de los hogares, y aumentos en la recaudación tributaria. Esta doble ganancia permite que los recaudado pueda ser utilizado para el tratamiento de enfermedades asociadas al tabaquismo. A su vez se produce una ganancia en materia sanitaria, al reducirse el número de muertes prematuras y el gasto sanitario asociado al consumo de tabaco.

Las decisiones sobre la tasa impositiva “correcta” o certera para los productos de tabaco es compleja, dado que es necesario considerar objetivos de salud pública y de

recaudación tributaria, así como considerar múltiples características del mercado; el comportamiento adictivo; inercia del consumo hacia marcas específicas; la probabilidad de contrabando y evasión fiscal; la capacidad administrativa del sistema tributario; los precios relativos con países vecinos, la transferencia de impuestos a precios de la industria (*pass through*), la estructura del mercado, entre otras.

Sin embargo, consideramos que el sistema impositivo uruguayo de los productos del tabaco es perfectible en varios sentidos. En la actualidad se aplican impuestos indirectos, como el impuesto específico interno (IMESI) y el impuesto al valor agregado (IVA) (Gerstenblüth y Triunfo, 2023). Sin embargo, no todos los productos del tabaco tienen las mismas tasas impositivas. A partir de 2009 se unificaron las tasas de los cigarrillos y tabaco para armar, pero no se hizo lo propio con otros productos preparados totalmente o en parte con hojas de tabaco o los dispositivos electrónicos para calentar tabaco. Consideramos que esto es clave para evitar potenciales efectos sustitución entre ellos.

En segundo lugar, un impuesto específico como el IMESI, debería ajustarse automáticamente con la evolución del IPC, no estableciendo base específica por orden administrativa (vía decretos anuales). Esto puede generar estrategias de stock, al anticipar consumidores y productores, los cambios impositivos discretos y llevar a renunciias fiscales. De hecho en el último año disponible (2021), la recaudación correspondiente al rubro Tabacos y Cigarrillos cayó 3% en términos reales, debido a que el incremento de la base específica ocurrida por Decreto 6/020 de enero de 2020 fue menor que el incremento del IPC, junto con reducción en los volúmenes comercializados (-1,6%).<sup>4</sup>

---

<sup>4</sup> Ver Boletín estadístico DGI 2021:  
<https://www.dgi.gub.uy/wdgi/page?2.principal.BoletinEstadistico,O.es.0>



A su vez, al existir externalidades negativas (por ejemplo humo de segunda mano), los impuestos específicos son apropiados para asegurar que se mantenga la uniformidad del gravamen sobre las características indeseables de un producto (Prittilla, 1997).

Por lo tanto, consideramos que es posible aumentar la base específica que se define para el IMESI en un valor más acorde con el precio de venta de la cajilla de cigarrillos, a la vez que alcanzar el mínimo recomendado en el CMCT de que al menos el 75% del precio corresponda a impuestos. Actualmente, la base establecida en los decretos corresponde aproximadamente al 67% del precio de venta, y los impuestos en el precio al 65%.

### **Referencias Bibliográficas**

Chavez R. (2016). Price elasticity of demand for cigarettes and alcohol in Ecuador, based on household data/Elasticidad precio de la demanda de cigarrillos y alcohol en Ecuador con datos de hogares. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 40(4), 222-229.

Cruces G., Falcone G., Puig J. (2022). Differential price responses for tobacco consumption: implications for tax incidence. *Tobacco Control*; 31: s95-s100.

Dare C., Boachie M.K., Tingum E.N., Abdullah S.M., van Walbeek C. (2021). Estimating the price elasticity of demand for cigarettes in South Africa using the Deaton approach. *BMJ open*, 11(12), e046279.

Deaton A., Muellbauer J. (1980). An almost ideal demand system. *The American Economic Review*, 70(3), 312-326.

Deaton A. (1988). Quality, quantity, and spatial variation of price. *The American Economic Review*, 418-430.

Deaton A. (1990). Price elasticities from survey data: extensions and Indonesian results. *Journal of Econometrics*, 44(3), 281-309.

Deaton A. (2010). Price indexes, inequality, and the measurement of world poverty. *American Economic Review*, 100(1), 5-34.

Deaton A. (2019). *The analysis of household surveys (reissue edition with a new preface): A microeconomic approach to development policy*. World Bank Publications.

Ferre Z., Gerstenblüth, M, Triunfo P. (2023). Demanda de cigarrillos en Uruguay: análisis nacional con datos mensuales. Documento de Trabajo dECON.

Gerstenblüth M., Triunfo P (2023). Evolución del consumo de tabaco en los últimos 20 años en Uruguay. Documento de Trabajo dECON.

Guindon G., Paraje G., Chaloupka F. (2015). The impact of prices and taxes on the use of tobacco products in Latin America and the Caribbean. *Am J Public Health*; 105: e9–19.

Heckman J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 153-161.

Heien D., Wessells C. (1990). Demand systems estimation with microdata: a censored regression approach. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 8, n. 3.

Hu T., Mao Z., Shi J., Chen W. (2010). The role of taxation in tobacco control and its potential economic impact in China. *Tobacco Control*, 19(1), 58-64.

Huque R., Abdullah S., Hossain M., Nargis N. (2023). Price elasticity of cigarette smoking in Bangladesh: evidence from the Global Adult Tobacco Surveys (GATS). *Tobacco Control*.

International Agency for Research on Cancer (IARC)/World Health Organization. (2011). Handbook of cancer prevention, volume 14: effectiveness of Tax and price policies for tobacco control, chapter 4: Tax, price and aggregate demand for tobacco products. Lyon: World Health Organization, 91–136.

John R., Chelwa G., Vulovic V., Chaloupka F. (2019). A toolkit on using household expenditure surveys for research in the economics of tobacco control. *Tobacconomics.org*. Diakses, 21.

Organización Mundial de la Salud (OMS/WHO) (2021). WHO global report on trends in prevalence of tobacco use 2000-2025, fourth edition.

Paraje G., Araya D., De Paz A., Nargis N. (2021). Price and expenditure elasticity of cigarette demand in El Salvador: a household-level analysis and simulation of a Tax increase. *Tobacco Control*, 30(4), 422-427.

Pichon-Riviere A., Alcaraz A., Palacios A., Rodríguez B., Reynales-Shigematsu L.M., Pinto M., ... & Bardach A. (2020). The health and economic burden of smoking in 12 Latin American countries and the potential effect of increasing tobacco taxes: an economic modelling study. *The Lancet Global Health*, 8(10), e1282-e1294.

Ramos Carbajales A., Curti, D. (2005). Uruguay: Economía del control del tabaco en los países del Mercosur y Estados asociados. Washington: Pan American Health Organization.

Ramos Carbajales A., Curti D. (2010). Política fiscal, asequibilidad y efectos cruzados de precios en la demanda de productos de tabaco: el caso de Uruguay. *Salud Pública de México*, 52, S186-S196.

Ranson, K., Jha, P., Chaloupka, F. J., Nguyen, S., & Mundial, B. (2000). The effectiveness and cost-effectiveness of price increases and other tobacco-control policies. *Tobacco control in developing countries*, 427-47.

Tsui T.C. (2016). Does smuggling negate the impact of a tobacco tax increase? *Tobacco Control*, 25(3), 361–362.

## Anexo: Estimaciones

Tabla 1A: Resultados de las estimaciones de las ecuaciones (2) y (3) para el total de la muestra

	(2)	(3)
Gasto anual del hogar, en logaritmo	-0.034** (0.014)	0.168 (0.110)
Tamaño del hogar, en logaritmo	-0.022 (0.023)	-0.141 (0.125)
Proporción de hombres en el hogar	0.009 (0.021)	-0.105 (0.103)
Educación promedio del hogar	0.002 (0.002)	0.016 (0.018)
Educación máxima del hogar	0.001 (0.002)	0.001 (0.015)
Edad promedio del hogar	-0.000 (0.000)	0.003 (0.003)
Edad del jefe de hogar	0.000 (0.000)	-0.005 (0.003)
Sexo del jefe de hogar	0.008 (0.007)	-0.029 (0.056)
Educación del jefe de hogar	-0.002 (0.001)	-0.015 (0.011)
Cantidad de menores de 13 años en el hogar	0.010* (0.005)	0.068* (0.038)
Hogares en condición de hacinamiento	-0.015 (0.012)	0.221** (0.096)
Hogar pertenece al quintil 1 de gasto per cápita del hogar	-0.034 (0.031)	0.134 (0.238)
Hogar pertenece al quintil 2 de gasto per cápita del hogar	-0.032 (0.023)	0.180 (0.179)
Hogar pertenece al quintil 3 de gasto per cápita del hogar	-0.014 (0.018)	0.257* (0.136)
Hogar pertenece al quintil 4 de gasto per cápita del hogar	-0.002 (0.014)	0.167 (0.112)
Inverso del ratio de Mills	-0.053 (0.055)	
Constante	0.550** (0.234)	2.201 (1.407)
Observaciones	993	993
R-squared	0.824	0.845
e(r2)	2556	516.4

Nota: Errores estándares entre paréntesis, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Tabla 2A: Resultados del modelo Probit de selección (Heckman).

	Hogar con gasto en cigarrillos
Logaritmo del ingreso del hogar	0.075** (0.033)
Cantidad de mayores en el hogar	0.116*** (0.030)
Proporción de hombres en el hogar	0.321*** (0.069)
Tamaño del hogar	0.119** (0.053)
Educación promedio del hogar	0.001 (0.006)
Constante	-2.388*** (0.321)
Observaciones	6,877
e(r2)	-2778
Nota: Errores estándar entre paréntesis. *** p<0.01, **p<0.05, * p<0.1.	

Tabla 3A: Resultados de las estimaciones de la ecuación (2), según tercil de gasto.

	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3
Inverso del ratio de Mills	-0.024** (0.012)	-0.060*** (0.022)	-0.014 (0.013)
Gasto anual del hogar, en logaritmo	-0.000 (0.002)	-0.004 (0.005)	-0.002 (0.001)
Tamaño del hogar	-0.007 (0.005)	-0.019** (0.009)	-0.003 (0.004)
Proporción de hombres en el hogar	0.001 (0.004)	-0.008 (0.007)	0.002 (0.004)
Educación promedio del hogar	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.000)
Educación máxima del hogar	-0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)
Edad promedio del hogar	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Edad del jefe de hogar	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Sexo del jefe de hogar	0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.001 (0.001)
Educación del jefe de hogar	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Cantidad de menores de 13 años en el hogar	0.001 (0.001)	0.000 (0.002)	-0.002 (0.001)
Hogares en condición de hacinamiento	0.001 (0.002)	-0.008 (0.006)	0.008* (0.005)
Inverso del ratio de Mills	-0.024** (0.012)	-0.060*** (0.022)	-0.014 (0.013)
Constante	0.054 (0.034)	0.187** (0.080)	0.064* (0.036)
Observaciones	2,614	2,226	2,030
R-squared	0.461	0.586	0.656
e(r2)	6837	5834	6470
Nota: Errores estándar entre paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.			