



Departamento de Economía
Facultad de Ciencias Sociales
Universidad de la República

Documentos de Trabajo

Demanda de cigarrillos en Uruguay: análisis nacional con datos mensuales

**Zuleika Ferre
Mariana Gerstenblüth
Patricia Triunfo**

Documento No. 06/23
Diciembre 2023

ISSN 0797-7484

Demanda de cigarrillos en Uruguay: análisis nacional con datos mensuales

**Zuleika Ferre
Mariana Gerstenblüth
Patricia Triunfo**

Departamento de Economía
Facultad de Ciencias Sociales
Universidad de la República
Montevideo, Uruguay
Tel.: (598 2) 410 64 49 int. 686
Fax: (598 2) 410 64 50

Correo de correspondencia: patricia.triunfo@cienciassociales.edu.uy

Resumen

Se estima la demanda de cigarrillos de venta legal en Uruguay, a partir de datos mensuales, de enero de 1997 a junio de 2022, utilizando análisis de series temporales y estimación en dos etapas con variables instrumentales. El período considerado permite controlar por la implementación, a partir de 2005, de diferentes políticas de control del tabaco. Los resultados muestran una demanda inelástica, con una elasticidad precio entre -0.6 y -0.8, dependiendo del método de estimación, y una elasticidad ingreso menor a uno (entre 0.4 y 0.5). Las políticas de control del tabaco son significativas y negativas, en particular los espacios 100% libres de humo (vigentes desde marzo de 2006), la presentación única (desde febrero de 2009), la prohibición total de publicidad (desde noviembre de 2014), y el empaquetado plano o neutro (desde enero de 2020). A pesar que estas políticas son parte de una campaña integral, no pudiendo desentrañar la sinergia entre ellas ni el impacto estrictamente individual, los resultados muestran la relevancia que han tenido las mismas en la reducción del consumo. Para cumplir con los compromisos establecidos en el Convenio Marco para el Control del Tabaco de la Organización Mundial de la Salud, de alcanzar al menos el 75% de impuestos en el precio de los cigarrillos, se realizaron simulaciones de sucesivos aumentos tributarios entre 2024 y 2028. Se debería aumentar un 60% en términos reales el impuesto específico (IMESI), lo cual provocaría una reducción de la población fumadora entre un 5% a un 8%, dependiendo del método de estimación, aproximadamente entre 26 a 46 mil fumadores menos, y una caída del consumo de cigarrillos legales entre un 16% y 23%. A su vez, a diferencia de lo ocurrido entre los años 2022 y 2023, donde cayó la recaudación total real en un 8%, la misma podría aumentar entre un 18% a un 28%.

Abstract

The demand for legally sold cigarettes in Uruguay has been estimated using monthly data spanning from January 1997 to June 2022. This estimation involved employing time series analysis alongside a two-stage estimation approach employing instrumental variables. This extended period under consideration allows for a comprehensive control over the influence of various tobacco control policies that were implemented, starting in 2005. The findings reveal an inelastic demand pattern, indicating a price elasticity ranging between -0.6 and -0.8, depending on the estimation method used. Additionally, the income elasticity was found to be less than one, specifically between 0.4 and 0.5. Notably, the implemented tobacco control policies, such as the enforcement of 100% smoke-free spaces (since March 2006), the adoption of single presentation (since February 2009), the complete ban on advertising (since November 2014), and the implementation of flat or neutral packaging (since January 2020), exhibited significant negative effects. While these policies form part of a comprehensive campaign, it's challenging to isolate their individual impacts or assess their combined synergy. Nevertheless, the results underscore their collective relevance in curbing cigarette consumption. In line with commitments outlined in the World Health Organization's Framework Convention on Tobacco Control, simulations involving successive tax increases from 2024 to 2028 were conducted. The analysis suggests that a 60% real-term increase in the specific tax (IMESI) would potentially lead to a reduction in the smoking population, estimated between 5% and 8%, equating to approximately 26,000 to 46,000 fewer smokers. Moreover, this increase is projected to result in a decline in the consumption of legal cigarettes by a range of 16% to 23%. Interestingly, unlike the observed 8% decline in real collection between 2022 and 2023, it is anticipated that these tax adjustments could potentially trigger an increase in collection ranging between 18% and 28%.

Key words: times series, instrumental variables, cigarette, tobacco, demand elasticity, income elasticity, simulation, Uruguay
JEL: I18, I12, D12.

Agradecimientos

Agradecemos a Alberto Cavallo por datos del *Billion Prices Project* y a Dardo Curti. Nos beneficiamos de los comentarios y útiles sugerencias de Ignacio Finot, Manuel Flores, Mauricio Flores, Guillermo Paraje, Luca Pruzzo y Diego Rodríguez.

Financiamiento

El Departamento de Economía ha sido financiado por la Universidad Adolfo Ibáñez (UAI) y por Bloomberg Philanthropies (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.

Los patrocinadores, así como los comentaristas, no tuvieron ningún papel en el análisis e interpretación de los resultados.

Conflictos de interés

Ninguno.

1. Introducción

Existe amplia evidencia empírica de la estimación de la demanda de cigarrillos para diversos tipos de países. Los trabajos difieren tanto en el tipo de datos que utilizan (series de tiempo para una unidad geográfica, panel por estados o provincias, cortes transversales para datos individuales o de hogares, pool data de cortes transversales); frecuencia de los datos (mensuales, trimestrales, anuales); métodos econométricos (análisis de series temporales, variables instrumentales para control de endogeneidad del precio, con o sin la inclusión de factores de riesgo y características socioeconómicas, métodos cuasi experimentales, etc.); así como en la consideración o no de modelos adictivos.

En la sistematización realizada por Chaloupka y Warner (2000), se encuentra que las estimaciones de la elasticidad precio para la demanda de cigarrillos está en el rango de -1.23 a -0.14, aunque para la mayoría de los estudios está entre -0.3 y -0.5.

Para América Latina y el Caribe, Guindon et al. (2015) al sistematizar 32 estudios, encuentran también que la demanda es inelástica, con valores de elasticidad propia entre -0.2 y -0.5.

A su vez, existe cierta evidencia que los países de ingreso medio y bajo tienen mayor elasticidad precio que los de ingreso alto (aproximadamente -0.8 versus -0.4), y elasticidades ingreso, tanto de corto como de largo plazo, por debajo de la unidad y más precisamente en torno a 0.5, lo que sugiere que ante aumentos del ingreso la demanda aumentará menos que proporcionalmente (World Bank, 1999; Chaloupka et al., 2000; Ross y Al-Sadat, 2007; Hidayat y Thabrany, 2010; Chaloupka et al., 2011; IARC, 2011; González Rozada, 2020).

En diversos estudios se controla por la implementación e intensidad de las políticas de control del tabaco, con la dificultad que muchas de ellas pueden ser

contemporáneas, lo cual dificulta la identificación y causalidad de las mismas. En términos generales, se encuentra un impacto positivo en la reducción de la demanda de tabaco, pero no necesariamente mejorando las desigualdades económicas en el tabaquismo al menos en el corto plazo (Hill et al., 2013; Ross y Al-Sadat, 2007).

Centrándonos en Uruguay, Ramos y Curti (2006) realizaron estimaciones de la demanda de cigarrillos y tabaco de armar, a través de variables instrumentales¹ y de ecuaciones aparentemente no relacionadas (SURE), con datos trimestrales de 1991 a 2003. Los autores encuentran elasticidad precio de los cigarrillos de venta legal igual a -0.49 en el corto plazo y -0.55 en el largo plazo; elasticidad precio cruzada con el tabaco de armar de 0.31 y 0.34 en el corto y largo plazo respectivamente; y elasticidad ingreso igual a 0.65 en el corto y 0.73 en el largo plazo. Extensiones de los autores para el período 1991 a 2008, muestran resultados similares (Ramos y Curti, 2010).

En este trabajo se realizan estimaciones actualizadas de la elasticidad precio e ingreso de los cigarrillos de venta legal en Uruguay, a partir del análisis de series temporales y estimación en dos etapas con variables instrumentales. Se utiliza por primera vez, datos mensuales (enero de 1997 a junio de 2022), lo cual permite controlar por la implementación, a partir de 2005, de diferentes políticas de control del tabaco. A partir de los resultados se realizan simulaciones tributarias, a efectos de determinar el impacto de aumentos impositivos que permitan alcanzar la recomendación establecida por la Organización Mundial de la Salud (OMS) de como mínimo 75% de impuestos en el precio de la cajilla de cigarrillos. Dicho impacto se analiza tanto en la población fumadora y cantidad de cigarrillos de origen legal, como en la recaudación tributaria.

¹ Los autores utilizan como instrumentos el tipo de cambio real bilateral con Brasil, precio de los productos de tabaco rezagados y tendencia determinística.

2. Políticas de control del tabaco en Uruguay

Desde 2005, a partir de la entrada en vigencia del Convenio Marco para el Control del Tabaco de la Organización Mundial de la Salud (CMCT), Uruguay implementó una serie de políticas de control del tabaco, tanto tributarias como no asociadas al precio (Triunfo et al., 2016; Gerstenblüth y Triunfo, 2023). En la Tabla A1 del Anexo se incluye un cronograma detallado de la normativa asociada, con las fechas de entrada en vigencia correspondientes.

En la actualidad, están vigentes los espacios libres de humo, prohibición total de fumar en lugares cerrados de acceso público, tanto en espacios públicos como privados; prohibición de toda forma de publicidad, promoción o patrocinio por parte de las empresas tabacaleras y exhibición de productos de tabaco en locales comerciales.

En cuanto al empaquetado, Uruguay gradualmente fue intensificando la normativa. En 2005, entran en vigencia advertencias rotatorias con pictogramas del 50% de la parte frontal y posterior de los paquetes de cigarrillos y quedan prohibidos descriptores engañosos, tales como "light", "ultra light", "suave", "bajo en alquitrán". En 2009, se establece presentación única por marca, inclusión de la marca y nombre del fabricante en fuente y tamaño de letra específica en el inferior de la cajilla, prohibiendo cualquier descriptor o diseño que aumente el atractivo del producto.² A su vez, se aumenta el tamaño de los pictogramas al 80% de la superficie. Finalmente, en 2020 entra en vigencia el empaquetado plano o neutro, convirtiéndose en el primer país de América

² Es importante recordar que esta medida fue denunciada por la tabacalera Phillip Morris en 2010 ante The International Centre for Settlement of Investment Disputes (ICSID), alegando que algunas de las medidas eran excesivas y constituían una violación a sus derechos de propiedad intelectual y comerciales. El fallo del ICSID, emitido en 2016, determinó que las medidas de Uruguay eran legítimas y no violaban los derechos de propiedad intelectual de la empresa, constituyendo un hito en la lucha contra el tabaquismo y la defensa de la salud pública.

Latina en hacerlo. Lo anterior implica un diseño estandarizado de color, tipo de letra y pictogramas que ocupan el 80% de la superficie.

Por otra parte, existen programas gratuitos de cesación de tabaquismo ofrecidos por el Fondo Nacional de Recursos (FNR)³, quien capacita a los profesionales de la salud en el diagnóstico y tratamiento de la dependencia del tabaco. Los prestadores de salud están comprometidos a ofrecer un programa para dejar de fumar con bajos o nulos copagos por parte de los pacientes.

Finalmente, además de las intervenciones de política mencionadas, el Gobierno uruguayo aumentó los impuestos indirectos sobre los productos de tabaco en varias oportunidades. A partir de la reforma tributaria de 2007, se aplicó el impuesto al valor agregado (IVA) a los productos de tabaco, y periódicamente se sube el impuesto específico interno (IMESI) (Triunfo y Gerstenblüth, 2023). Actualmente, los impuestos (IVA más IMESI) corresponden aproximadamente al 68% del precio minorista de las cajillas de 20 cigarrillos.

3. Datos y Metodología

La especificación general de un modelo convencional de la función de demanda de cigarrillos con datos mensuales puede ser expresada de la siguiente manera:

$$Q_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i' X_{it} + \sum_{j=1}^m \phi_j D_{jt} + \sum_{t=1}^{11} \alpha_t D_t + u_t \quad (1)$$

donde Q_t es el consumo per cápita de cajillas de 20 cigarrillos en el momento t (mes-año); X_t corresponde a un vector de variables, en este caso el precio real de venta promedio de una cajilla en el momento t y Y_t el ingreso real per cápita; D_t corresponde a

³ El FNR es un ente público no estatal a cargo del financiamiento de procedimientos de medicina altamente especializada y medicamentos de alto costo para toda la población usuaria del Sistema Nacional Integrado de Salud.

efectos fijos mensuales; D_j corresponde a j variables binarias que introducen cambios de política de control de tabaco en el momento t ; u_t es el término de error.

Si las variables son expresadas en logaritmo, como es el caso del precio de los cigarrillos y el ingreso, los coeficientes estimados del precio de los cigarrillos y el ingreso, corresponden directamente a las elasticidades precio e ingreso, respectivamente.

Como es posible observar en la Ecuación (1), dicho modelo es estático, ignorando que el consumo de cigarrillos involucra un comportamiento adictivo, que suele asociarse a tolerancia, irreversibilidad y reforzamiento (U.S. Department of Health and Human Service, 1988, 2014). Los modelos económicos de la adicción se pueden dividir en tres grupos básicos: modelos imperfectamente racionales de comportamiento adictivo, modelos de comportamiento adictivo miope y modelos de comportamiento adictivo racional (Chaloupka, 1991; Becker et al., 1994, 2017; Chaloupka y Warner, 2000; Baltagi y Griffin, 2001).

La literatura ha especificado modelos racionales de la demanda de adicciones, en los cuales un supuesto clave es la previsión total de los efectos futuros derivados del consumo presente, encontrándose que los modelos con datos agregados de series de tiempo son especialmente inadecuados para el análisis empírico del modelo de adicción racional (Guindon et al., 2015).

Sin embargo, existe amplia evidencia sobre la pertinencia de los modelos de adicción miope, donde hay ausencia de previsión acerca de los efectos a futuro que genera el consumo de un bien adictivo. En estos modelos la demanda de cigarrillos depende del consumo pasado (Tansel, 1993; Hsieh et al., 1999; Van Walbeek, 2002; Guindon et al., 2003; Hidayat y Thabrany, 2010; Ramos y Curti, 2006), estrategia que es seguida en este trabajo. En este trabajo especificaremos este tipo de modelo, cuya implementación se desarrolla en detalle en la sección de metodología.

3.1. Datos

Este trabajo utiliza series temporales mensuales agregadas a nivel nacional para el período enero de 1997 a junio de 2022. Por no disponer de datos de consumo per cápita de cigarrillos, se utilizan las unidades físicas declaradas (cajillas de 20 cigarrillos) para la imposición de IMESI recogidas por la Dirección General Impositiva (DGI), lo cual representa las ventas legales de cigarrillos. En base a la población de 15 a 64 años (Instituto Nacional de Estadística de Uruguay -INE-), se construye el consumo legal de cajillas de cigarrillos per cápita.

Respecto al precio, se considera el precio real de un paquete de 20 cigarrillos de la marca más vendida –Nevada-, a partir de los datos recogidos por el *Billion Prices Project* (Cavallo, 2013). Este proyecto recogió el precio del paquete en diferentes puntos de venta, a partir de un relevamiento en línea entre 2009 y 2013. El precio para el resto del período se obtiene empalmado esta serie de precios con el Índice de Precios de los Cigarrillos del INE. Los valores reales se obtienen deflactando por el Índice de Precios al Consumidor (IPC) general del INE.

El ingreso real per cápita, se aproxima a través del ingreso medio del hogar per cápita con valor locativo y sin servicio doméstico a precios de diciembre de 2010, que surge de las Encuestas Continuas de Hogares del INE, deflactado por el IPC general.

En cuanto a la política de control del tabaco, la misma se ha caracterizado por ser integral y acumulativa, en algún caso con restricciones progresivas como las asociadas a publicidad y empaquetado, y en otras complementarias, como los espacios libres de humo, impuestos, etc. Lamentablemente la incorporación contemporánea de muchas de las medidas, así como la progresividad mencionada, no permite identificar la sinergia que puede existir entre las mismas, ni efectos absolutamente diferenciales entre ellas. De todos modos, consideramos importante controlar a través de variables binarias que

representan el ambiente regulatorio, aprovechando el mes de entrada en vigencia de las diferentes políticas (ver Tabla A1 del Anexo). Se especifica *espacios 100% libres de humo de tabaco*, variable binaria que toma valor uno a partir del 1 de marzo de 2006; la incorporación del *IVA* a los productos de tabaco a partir de la reforma tributaria, que toma el valor uno desde julio 2007; *presentación única* del empaquetado a partir de febrero de 2009; *publicidad* que incorpora la prohibición total de cualquier forma de publicidad a partir de noviembre de 2014; *empaquetado neutro o plano*, variable binaria que toma valor uno a partir de enero de 2020.

A su vez, se especifican dos variables binarias que dan cuenta de fuertes shocks exógenos; la crisis económica ocurrida en 2002-2003, y la crisis generada por la pandemia por SARS-CoV-2, que en el caso del Uruguay afectó fuertemente de abril de 2020 a junio 2021. Desde el punto de vista puramente económico es de esperar que las crisis económicas tengan un efecto ingreso negativo en el consumo de cigarrillos. Sin embargo, en el caso particular de la crisis generada por la pandemia de COVID-19 los efectos en el consumo de cigarrillos pueden no ser evidentes. Por un lado, el consumo de cigarrillos podría haber disminuido debido a una mayor conciencia sobre la salud pulmonar y los riesgos asociados al consumo o debido a que los rituales sociales, pautas de descanso y hábitos compartidos fueron totalmente distorsionados. Por otra parte, la crisis vivida generó situaciones de incertidumbre y estrés sin precedentes lo que podría generar un mayor consumo de cigarrillos provocado por el efecto calmante momentáneo que produce el consumo de nicotina, asociado a la liberación de dopamina en el cerebro. Finalmente, las restricciones de movimiento y cierre de negocios pudieron afectar el acceso a los cigarrillos, aunque por las características del confinamiento en Uruguay, entendemos que este impacto fue limitado.

En la Tabla 1 se presentan las principales estadísticas descriptivas de las series utilizadas.

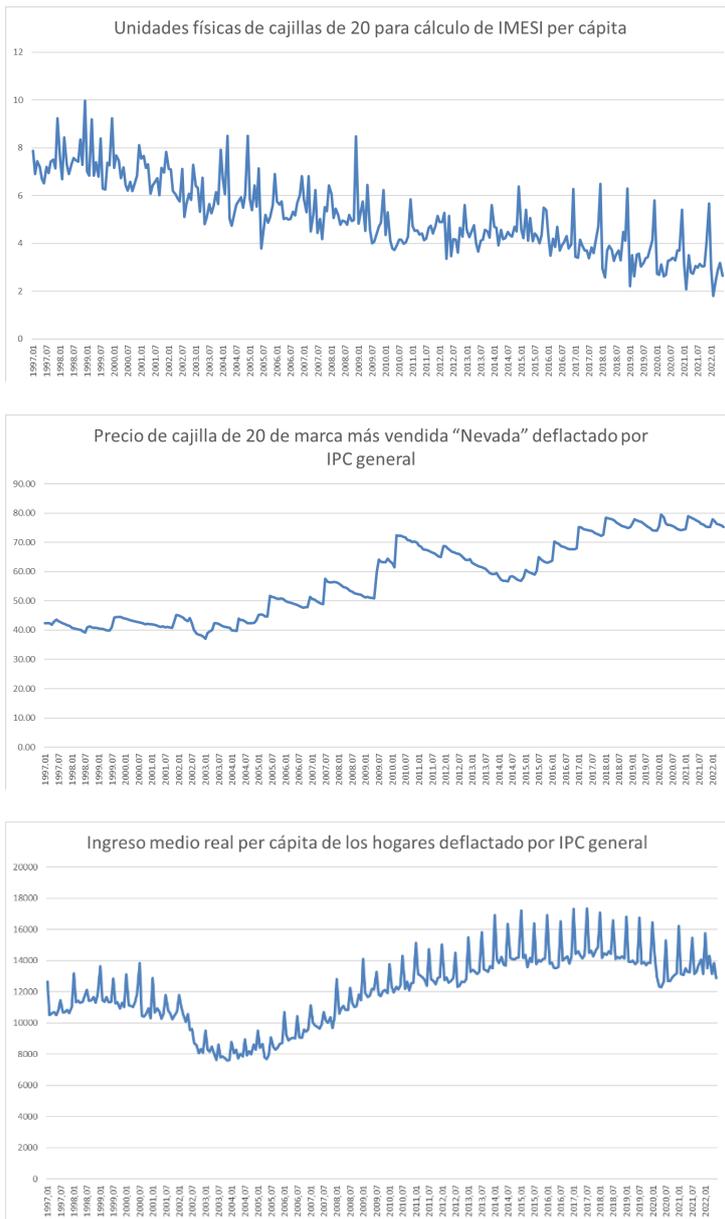
Tabla 1: Estadísticas descriptivas, datos mensuales a nivel nacional (Uruguay): 1997m1-2022m6.

Variable	Definición	Fuente	Mínimo	Máximo	Media	Desvío estándar
Consumo aparente per cápita (Q)	Unidades físicas de cajillas de 20 para cálculo de IMESI dividido población de 15 a 64 años	DGI/INE	1.80	9.98	5.17	1.53
Precio real de la marca más vendida (P cigarrillos)	Precio de cajilla de 20 de marca más vendida “Nevada” deflactado por IPC general	Proyect Billion Prices/INE	37.11	79.58	57.45	13.45
Ingreso per cápita real (Y)	Ingreso medio per cápita de los hogares deflactado por IPC general	ECH	7599.98	17348.99	12076.18	2275.61

Nota: Se disponen de N=306.

La Figura 1 muestra la evolución de las cantidades de cajillas de cigarrillos per cápita, comercializadas legalmente, los precios e ingresos reales. Se observa una caída en el consumo legal, consistente con la caída en la prevalencia del consumo de cigarrillos observado en la población adulta (entre 15 y 64 años). Se estima que entre 2006 y 2022 dicha prevalencia cayó aproximadamente un 33%, dependiendo de las encuestas y definición de prevalencia considerada (Gerstenblüth y Triunfo, 2023).

Figura 1: Evolución de cantidades de cajillas per cápita comercio de origen legal, precio de la cajilla e ingresos reales, Uruguay.



Respecto al precio real, los cambios abruptos observados en las series corresponden a la incorporación del IVA a los cigarrillos en julio 2007, y a los aumentos periódicos de IMESI.

3.2. Metodología

Las estimaciones de demanda tienen potencialmente problemas de identificación o endogeneidad, que pueden deberse a variables omitidas, error de medición o simultaneidad entre la cantidad demandada y el precio. De hecho, dado que estamos analizando un producto adictivo, los fumadores pueden tender a comprar cigarrillos más baratos (por ejemplo, comprando cigarrillos por cartones, etc.), implicando que el precio se determina conjuntamente con el consumo.

Una forma de atacar dicho problema es considerar modelos dinámicos de series temporales, mediante el uso de las variables rezagadas, o utilizar estimaciones en dos etapas con variables instrumentales.

En el análisis de series temporales, el problema habitual es que las mismas pueden no ser estacionarias, provocando que los resultados de la regresión sean espurios. Una serie es estacionaria (no presenta raíz unitaria) cuando es estable a lo largo del tiempo, es decir, cuando la media, la varianza, y la autocovarianza son constantes en el tiempo. Las transformaciones habituales para obtener estacionariedad es diferenciar la serie d veces, implicando que la serie temporal tendrá raíz de orden d ($I(d)$).

Para estudiar la raíz unitaria de las series temporales, se utiliza la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (DFA) (1981) y la de Phillips-Perron (PP) (1988). Esta última tiene la ventaja de ser una prueba robusta para correlación serial y heteroscedasticidad en el término de error, además de no ser necesaria la especificación de una estructura de rezagos.

Después de confirmar la estacionariedad y el rezago de las series es necesario analizar la cointegración de las variables del modelo presentado en la Ecuación (1).

El concepto de cointegración implica encontrar una combinación, lineal o no lineal, que muestre la relación de largo plazo entre las variables seleccionadas.

Introducido inicialmente por Engle y Granger (1987), existen en la actualidad diferentes enfoques, en este trabajo se examina la cointegración a través de las pruebas desarrolladas por Engle-Granger (1987), Johansen (1995), Pesaran y Shin (1999) y Pesaran, Shin y Smith (2000).

A efectos de estimar la demanda, se opta por un modelo Autoregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL) que tiene la ventaja respecto a los métodos tradicionales de permitir un orden mixto de cointegración, expresándose en la Ecuación (2):

$$Q_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^n \beta_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \phi_j D_{jt} + \sum_{t=1}^{11} \alpha_t D_t + \sum_{k=1}^z \delta_k Q_{t-k} + u_t \quad (2)$$

donde n y z son los números de rezagos de la variable dependiente e independientes respectivamente. Los valores óptimos de los rezagos se determinarán utilizando el criterio de selección *Akaike Information Criteria* (AIC) el cual suele encontrar una mayor cantidad de rezagos requiriendo muestras más grandes que otros criterios como por ejemplo el *Bayesian Information Criteria* (BIC).

El modelo es “autorregresivo” en el sentido que la variable dependiente es explicada en parte por los rezagos de sí misma, y de “rezagos distribuidos” porque tiene un componente de rezagos sucesivos en las variables explicativas.

Una vez encontrada la estructura óptima de rezagos, se procederá a identificar la existencia o no de cointegración entre las variables del sistema, se estimarán los coeficientes de las relaciones dinámicas de corto y largo plazo, se realizarán diversas pruebas de diagnóstico, como ser autocorrelación de los residuos, heteroscedasticidad y normalidad.

Si las variables están cointegradas, el Modelo de Corrección de Error puede ser representado a través de la Ecuación (3), a partir del cual se puede estimar la velocidad de ajuste o coeficiente de corrección de error (γ).

$$\Delta Q_t = \alpha_0 - \gamma(Q_{t-1} - \theta X_{t-1}) + \sum_{k=1}^{z-1} \varphi_{Q_i} \Delta Q_{t-k} + \omega' \Delta X_t + \sum_{i=1}^{n-1} \varphi'_{X_i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \phi_j D_{jt} + \sum_{t=1}^{11} \alpha_t D_t + u_t \quad (3)$$

donde θ son los coeficientes de largo plazo, los cuales representan los efectos de equilibrio de las variables independientes en la dependiente; γ es el coeficiente de velocidad de ajuste, negativo, indicando qué tan rápido la variable dependiente corrige una distorsión del equilibrio de largo plazo. Por su parte, los coeficientes φ_{X_i} y φ_{Q_i} informan las fluctuaciones de corto plazo, no debidas a desviaciones del equilibrio de largo plazo.

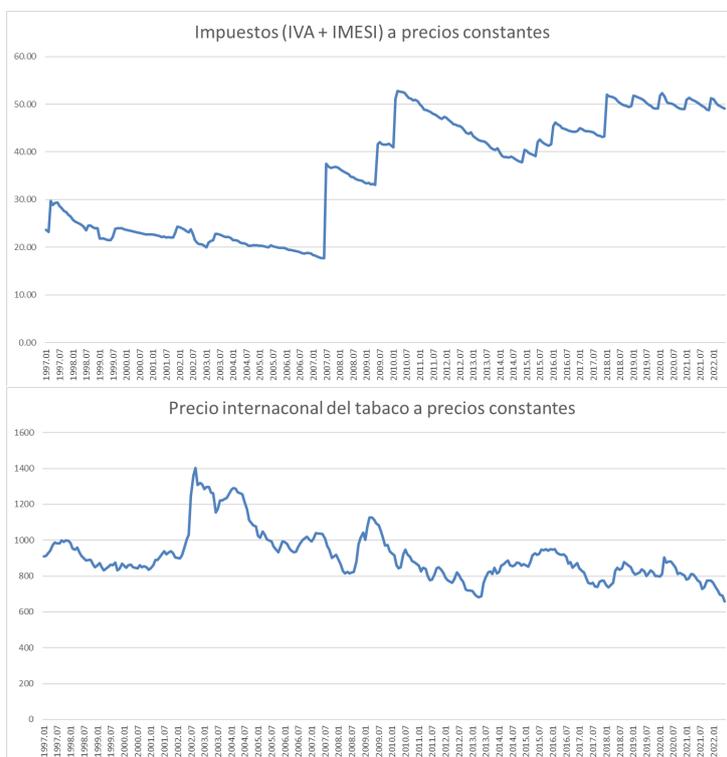
La otra alternativa metodológica es utilizar variables instrumentales, debiéndose encontrar al menos un instrumento que esté correlacionado con el regresor endógeno (precio de los cigarrillos), pero no correlacionado con el consumo. En este trabajo, optamos por utilizar los impuestos reales y el precio internacional real de tabaco. En primer lugar, porque tienen una correlación con el regresor endógeno, en el sentido que ambos son un componente importante del costo total de los cigarrillos. A su vez, presentan exogeneidad aparente, que luego es sometida a prueba, en el sentido que a priori no están influenciados por los factores que afectan directamente el consumo de cigarrillos. Por ejemplo, los cambios en las políticas fiscales o las fluctuaciones en los mercados internacionales de tabaco suelen estar fuera del control de los consumidores de cigarrillos y no deberían estar directamente relacionados con las preferencias de consumo.

Como se mencionó anteriormente, en Uruguay se aplica el IMESI desde la década de los 90, y el IVA desde julio de 2007. Para construir la serie temporal del IMESI, se extrae de los diferentes decretos las bases específicas, tasas e impuestos para los cigarrillos; mientras que el IVA se extrae del precio minorista IVA incluido (22%). Los valores reales se obtienen de deflactar por el IPC general del INE.

En el caso del precio internacional de tabaco, se utiliza la información recogida por el Banco Mundial (*World Bank commodity price data*), precio del tabaco no manufacturado de cualquier origen en dólares, llevado a pesos uruguayos reales. A su vez, consideramos que el precio actual podría no reflejar el costo actual de los cigarrillos, porque las empresas pueden tener contratos a largo plazo para adquirir la materia prima, a efectos de evitar fluctuaciones, además de poder tener estrategias financieras y de inventario. Por tal motivo, optamos por tomar esta variable rezagada tres meses.

La Figura 2 muestra la evolución de los impuestos reales y del precio internacional del tabaco en pesos reales.

Figura 2: Evolución de los impuestos reales y del precio internacional del tabaco a precios reales.



Se realizan pruebas para determinar si el precio de los cigarrillos es endógeno y la validez de los instrumentos considerados.

4. Resultados

4.1. Resultados del análisis de series temporales

En la Tabla A.2 del Anexo se presentan los resultados de las pruebas de raíz unitaria. Las series fueron transformadas a logaritmos antes de realizar el análisis, lo que facilita la lectura posterior de los coeficientes en términos de elasticidades. El consumo legal de cajillas de cigarrillos y el ingreso real son $I(0)$ en niveles, mientras que el precio real es estacionaria en primeras diferencias ($I(1)$).

En la Tabla A3, se presentan los resultados de las pruebas de cointegración, encontrando que hay evidencia de al menos una relación de largo plazo. Por trabajar con datos mensuales, se permite un máximo de ocho rezagos.

Como se mencionó anteriormente, en este caso la estrategia es estimar un modelo ARDL, con la estructura óptima de rezagos que indique el método AIC. Se realizan las respectivas pruebas de bondad de ajuste, las que indican que es posible rechazar la hipótesis de autocorrelación serial (Durbin) y heteroscedasticidad (Breusch-Pagan/Cook-Weisberg). Sin embargo, hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula de normalidad de los datos.⁴ En este sentido es importante tener en cuenta que, en algunos casos, el tamaño de la muestra puede influir en el resultado de las pruebas de normalidad; con muestras grandes, es posible que el test tenga suficiente poder estadístico para detectar incluso pequeñas desviaciones de la normalidad, lo que puede resultar en un valor de p muy pequeño. De todos modos, se encuentra que los residuos son estacionarios.⁵

En la columna (I) de la Tabla 2, se presentan los resultados de la estimación ARDL con una estructura óptima de rezagos (1,1,0). Se encuentra una alta velocidad de ajuste (-0.894), lo cual implica que las desviaciones transitorias de corto plazo (shocks) se transmiten rápidamente al consumo de cigarrillos. Respecto a las elasticidades de largo

⁴ Prueba de Royston, $\text{Chi}^2=37.68$ ($p=0.000$).

⁵ Se aplicó la prueba ADF (MacKinnon): $t=-17.814$, $p=0.000$.

plazo, la correspondiente al precio muestra una demanda inelástica (-0.753), por lo tanto, ante un aumento del 10% en el precio de la cajilla, el consumo se reduciría en 7.53%. Por su parte, la elasticidad ingreso igual a 0.366, indica que en escenarios de crecimiento económico, la demanda de cigarrillos aumentaría menos que proporcionalmente.

A su vez, no es posible rechazar que la elasticidad precio de corto plazo sea igual a la de largo. En modelos dinámicos con comportamiento adictivo, era de esperar que fuese menor, sin embargo, consideramos que la alta velocidad de ajuste determina este resultado.

En cuanto a las políticas, resaltan valores negativos y significativos de la presentación única (-7.3%), prohibición total de publicidad (-6.7), y empaquetado plano o neutro (-17.4%). Estos resultados muestran la relevancia que han tenido las distintas medidas de control del tabaco en la reducción del consumo, pero como se mencionó anteriormente, éstas fueron parte de una campaña integral y acumulativa en el tiempo, lo que dificulta el poder desentrañar el impacto individual de cada una.

Respecto a las crisis, se encuentra un impacto negativo en el consumo de la ocurrida en 2002-2003, lo cual seguramente se explique por un efecto ingreso; mientras que la pandemia por COVID-19 tiene un coeficiente positivo y significativo al 90%. Como se mencionó anteriormente esta variable recoge factores a favor y en contra del consumo durante la pandemia, como ser mayor conciencia sobre la salud pulmonar y los riesgos asociados al consumo de tabaco, rituales sociales de consumo distorsionados, aumento de estrés, restricciones de acceso al tabaco por baja de la movilidad, etc., no pudiendo afirmar con certeza cuál de ellos está primando.

Tabla 2: Resultados de las estimaciones de la demanda de cigarrillos para Uruguay, 1997m1:2022m6.

VARIABLES	ARDL (1,1,0)	Variables instrumentales
	(I)	(II)
	Log (Q)	Log (Q)
Velocidad de ajuste (γ)	-0.894*** (0.060)	
Largo Plazo		
Log (P)	-0.753*** (0.104)	-0.562*** (0.167)
Log (Y)	0.366*** (0.080)	0.484*** (0.075)
Corto Plazo		
Log (P) D1	-0.768*** (0.279)	
Log (P) D2		
Crisis económica 2002-2003	-0.076** (0.029)	-0.054* (0.031)
Espacios Libre de Humo (marzo de 2006 en adelante)	-0.046 (0.033)	-0.081** (0.032)
Introducción del IVA a productos de tabaco (julio de 2007 en adelante)	-0.038 (0.041)	-0.081** (0.037)
Presentación única (febrero de 2009 en adelante)	-0.073** (0.037)	-0.139*** (0.042)
Prohibición total de publicidad (noviembre de 2014 en adelante)	-0.067*** (0.025)	-0.115*** (0.024)
Empaquetado plano o neutro (enero de 2020 en adelante)	-0.174*** (0.035)	-0.207*** (0.051)
Covid-19 (abril de 2020 a junio de 2021)	0.073* (0.041)	0.083 (0.057)
Constante	✓	✓
Efectos fijos mes	✓	✓
N	305	303
R-squared	0.737	0.866
	Test Autocorrelación (Durbin) F=1.267 p=0.2613. Test heteroscedasticidad (Breusch- Pagan / Cook-Weisberg) Chi2=3.39 p=0.065. Test variables omitidas (Ramsey) F=6.36 p=0.000	Test endogeneidad (Hausman) F=7.83 p=0.006. Test de sobreidentificaci3n (Sargan y Hansen) Chi2=1.22 p=0.269

Notas: ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.10. Entre paréntesis errores estándar.

4.2. Resultados de variables instrumentales

En este trabajo se consideran como instrumentos el precio internacional real del tabaco rezagado tres meses y los impuestos reales a los cigarrillos. Las pruebas realizadas permiten afirmar que los mismos son exógenos, a la vez que son instrumentos válidos, no correlacionados con el término de error.

Como se observa en la columna (II) de la Tabla 2, los resultados son similares a los encontrados con el modelo ARDL, con una elasticidad precio igual a -0.562 e ingreso igual a 0.484. En cuanto a las políticas, son todas significativas y negativas, implicando reducciones en el consumo: espacios 100% libre de humo (-8.1%), introducción del IVA (-8.1%), presentación única (-13.9%), prohibición total de publicidad (-11.5%) y

empaquetado plano (-20.7%). La crisis económica ocurrida en 2002-2003 presenta un coeficiente negativo y significativo al 90% de confianza.

4.3. Análisis de robustez

Siguiendo la literatura, otra estrategia para la especificación de las políticas es incluir variables de intensidad en la implementación de dos grandes grupos de medidas: publicidad y empaquetado (Saffer y Chaloupka, 2000; Blecher, 2008). Se especifica la variable cualitativa ordinal *publicidad*, que toma el valor 1 desde marzo de 2008, cuando se prohíbe toda forma de publicidad y promoción de productos de tabaco, excepto en puntos de venta; y valor 2 desde noviembre de 2014 cuando se prohíbe todo tipo de publicidad. La variable *empaquetado*, toma el valor 1 desde julio de 2005, fecha en la cual entran en vigencia advertencias rotatorias con pictogramas del 50% y quedan prohibidos descriptores engañosos; valor 2 a partir de febrero de 2009 con el establecimiento de la presentación única por marca; valor 3 a partir de diciembre de 2009 con el aumento del tamaño de los pictogramas al 80%; y valor 4 a partir de enero de 2020 con la introducción del empaquetado plano o neutro.

Los resultados (ver Tabla A4 del Anexo) muestran una relación significativa y negativa de ambas variables con el consumo de cigarrillos de origen legal, tanto en la estimación ARDL como por VI, intensidad del empaquetado (-0.066/-0.079) y de la publicidad (-0.076/-0.097).

5. Simulaciones de aumentos impositivos

A partir de los resultados presentados en las secciones anteriores y de diferentes fuentes oficiales (INE, DGI, JND), es posible simular aumentos impositivos, en particular

para alcanzar la recomendación mínima establecida en el paquete de medidas MPOWER⁶ acordadas en la OMS y alineadas con las disposiciones del CMCT (OMS, 2023). El indicador principal en la política “R” de aumentar los impuestos, es alcanzar al menos el 75% de impuestos totales en el precio de venta al por menor de un paquete de 20 cigarrillos. El instrumento de política para alcanzar dicho objetivo, es aumentar la base específica del IMESI, dado que el impuesto específico es el componente que más influye en el precio relativo de los cigarrillos, y el IVA está en la tasa máxima del 22%. A tales efectos, es necesario conocer cuánto de la carga impositiva se traslada a precios por parte de la industria. La velocidad y grado de aumento de precios frente a un aumento impositivo depende de factores tales como la estructura del mercado, la inercia de los consumidores (adicción y lealtad a una marca), la estructura impositiva, disponibilidad de sustitutos, entre otros (Delipalla y O'Donnell, 2001; Paraje et al., 2023).

Siguiendo a Goodchild et al. (2018), se opta por suponer que los costos y el margen de beneficio de la industria se mantienen constante, y que el aumento de impuestos se traslada totalmente al nuevo precio minorista. Definimos el precio minorista como la suma del margen de la industria más los impuestos (IVA e IMESI).

Por otra parte, la simulación utiliza un modelo autorregresivo dado por la Ecuación (4):

$$Q_{t+1} = Q_t \left(1 + \varepsilon_{PC} \frac{\Delta PC_{t+1}}{P_{Ct}} + \varepsilon_Y \frac{\Delta Y_{t+1}}{Y_t} + \frac{\Delta POB_{t+1}}{POB_t} \right) \quad (4)$$

donde Q_t es la cantidad de cajillas de cigarrillos fumados en el año t , Y_t es el PIB real en el momento t ; PC_t es el precio real minorista de la cajilla de cigarrillos más vendida en el

⁶ El paquete de medidas técnicas MPOWER de la OMS incluye: M, vigilar el consumo de tabaco y las políticas de prevención; P, proteger a la población del humo de tabaco; O, ofrecer ayuda para el abandono del tabaco; W, advertir sobre los peligros del tabaco; E, hacer cumplir las prohibiciones sobre publicidad, promoción y patrocinio del tabaco; y R, aumentar los impuestos al tabaco.

año t ; POB_t es la población de 15 a 64 años, en edad de fumar; Δ es el operador de primera diferencia (diferencia entre $t+1$ y t). Por lo tanto, se asume que no existen tendencias no observables ni políticas de control del tabaco que no dependen de impuestos. Dado lo avanzado de la implementación de las políticas de control de tabaco en Uruguay consideramos que dichos supuestos son realistas. Como tasas de inflación y crecimiento esperadas se consideran las del Fondo Monetario Internacional⁷.

A su vez, una variable de resultado importante, es la estimación de la cantidad de fumadores, para lo cual utilizamos la especificación de Goodchild et al. (2016),

$$S_{t+1} = S_t \left(1 + \frac{\varepsilon_{PC}}{2} \frac{\Delta PC_{t+1}}{P_{Ct}} + \frac{\varepsilon_Y}{2} \frac{\Delta Y_{t+1}}{Y_t} + \frac{\Delta POB_{t+1}}{POB_t} \right) \quad (5)$$

donde S_t es la población fumadora de 15 a 64 años.

En la Tabla 3 se presentan los resultados de aumentos sucesivos de IMESI hasta alcanzar el 75% de impuestos en el precio en 2028. El año 2022 corresponde a la base, con datos observados, mientras que el IMESI del 2023 también fue fijado por el Decreto 409/022 que comenzó a aplicarse en enero de 2023. Los resultados para los años 2024 a 2028 corresponden a los esperados en el caso de aplicar los aumentos de IMESI propuestos.

En base al objetivo de salud pública, resalta que de aumentar un 60% el IMESI en términos reales en el período 2024-2028, la población fumadora caería entre un 5% a un 8%, dependiendo de la elasticidad estimada considerada (series temporales o variables instrumentales), aproximadamente entre 26 mil y 46 mil fumadores menos, y el consumo de cigarrillos legales se reduciría entre un 16% a un 23%. En términos del objetivo fiscal, la recaudación por concepto de IMESI aumentaría entre un 23% a un 34%, mientras que la recaudación total lo haría entre un 18% a 28%.

⁷ <https://data.imf.org/?sk=3e40cd07-7bd1-404f-bfce-24018d2d85d2>

Tabla 3: Simulaciones de aumentos impositivos.

	2022	2023	2024		2025		2026		2027		2028	
			Series temporales	Variables instrumentales								
(IVA+IMESI)/P	65%	66%	68%		70%		72%		74%		75%	
IMESI \$	90,22	96,26	118,57		138,77		162,51		190,57		211,32	
IMESI base específica \$	128,88	137,51	169,38		198,24		232,16		272,25		301,88	
Variación precio cajilla real	-2,32%	-0,68%	12,25%		6,67%		7,14%		7,69%		4,00%	
Variación IMESI real	-2,10%	1,23%	16,53%		10,94%		11,27%		11,68%		5,86%	
Variación población fumadora	2,00%	0,60%	-1,40%	-0,60%	-1,80%	-1,00%	-2,00%	-1,20%	-0,80%	-0,30%	-2,40%	-1,50%
Variación consumo cajillas de cigarrillos legales	-4,17%	1,08%	-2,92%	-4,85%	-3,75%	-5,45%	-4,21%	-5,73%	-1,70%	-3,64%	-5,01%	-6,13%
Variación de la recaudación IMESI real	-4,17%	2,32%	6,57%	4,45%	6,78%	4,89%	6,58%	4,89%	3,83%	1,78%	6,33%	5,07%
Variación de recaudación total (IVA+IMESI) real	-6,24%	1,79%	5,50%	3,41%	5,69%	3,82%	5,56%	3,89%	3,35%	1,32%	5,41%	4,16%

6. Conclusiones

En base a la teoría microeconómica, es posible afirmar que el consumo de cigarrillos presenta diferentes fallas de mercado que deben ser reguladas para reducir su consumo. En particular, la normativa sobre empaquetado y publicidad ha atacado las asimetrías de información sobre los riesgos asociados al consumo y sobre su carácter adictivo; mientras que los espacios libres de humo son una forma de regulación de las externalidades negativas provocadas a no fumadores, como ser impactos en la salud por humo de segunda mano, riesgo de incendio y daño a la propiedad, etc.

Los resultados de las estimaciones de la demanda de cigarrillos de venta legal en Uruguay, muestran el éxito de dichas políticas en la reducción del consumo de cigarrillos de origen legal.

A su vez, las elasticidades precio e ingreso, han permitido simular aumentos tributarios, encontrando que es posible cumplir tanto el objetivo de salud pública, de continuar disminuyendo el consumo, como el objetivo fiscal de aumentar la recaudación.

Para evitar potenciales efecto sustitución entre los diferentes productos de tabaco, es deseable que todos tengan las mismas tasas impositivas. Actualmente no se aplican a otros productos preparados total o parcialmente con hojas de tabaco ni a los dispositivos electrónicos para calentar tabaco.

Estas medidas deberían ser articuladas con la profundización en el cumplimiento del Protocolo para la eliminación del comercio ilícito y la implementación de sistemas de seguimiento fiscal y licenciamiento de puntos de venta. Lo anterior requiere una combinación de tecnología, colaboración entre diversas entidades gubernamentales y privadas (nacionales y regionales), así como un marco legal sólido y medidas de control adecuadas a lo largo de toda la cadena de suministro.

Finalmente, consideramos que Uruguay debería avanzar en ofrecer ayuda para el abandono del tabaco, y aumentar la penetración de los programas de cesación. A su vez, podría desarrollar políticas que ataquen la inercia de los consumidores, tales como controlar la composición del producto con niveles máximos de nicotina.

Nuestro estudio no está exento de limitaciones. En primer lugar, resaltar que las estimaciones corresponden a ventas legales, pudiendo sesgar los resultados. De hecho, en caso de existir sustitución por cigarrillos evadidos de impuestos, una caída en las ventas legales no debería asociarse con una caída en el consumo. Sin embargo, las encuestas realizadas por la Junta Nacional de Drogas, muestran una fuerte caída en las prevalencias de consumo. En segundo lugar, al trabajar con datos agregados no es posible desentrañar el efecto de los cambios de precios sobre el inicio, la participación o el abandono del hábito de fumar. En tercer lugar, no es posible identificar si existen diferencias en las elasticidades estimadas por sexo, grupos de edad o nivel socioeconómico.

Referencias Bibliográficas

Baltagi B., Griffin J. (2001). The econometrics of rational addiction: The case of cigarettes. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19, 449-454.

Becker G., Grossman M., Murphy K. (1994). An empirical analysis of cigarette addiction. *American Economic Review*, 84, 396-418. 16.

Becker G., Grossman M., Murphy K. (2017). 15. Rational Addiction and the Effect of Price on Consumption. In *Determinants of Health* (pp. 562-569). Columbia University Press.

Blecher E. (2008). The impact of tobacco advertising bans on consumption in developing countries. *Journal of Health Economics*, 27(4), 930-942.

Cavallo A. (2013). Prices of cigarettes in Uruguay from the Billion Prices Project, 2007-2013 (unpublished data).

Chaloupka F., Straif K., Leon M. (2011). Working Group, International Agency for Research on Cancer. Effectiveness of tax and price policies in tobacco control. *Tobacco Control*, 20(3): 235–238.

Chaloupka F., Warner K. (2000). The economics of smoking. *Handbook of health Economics*, 1, 1539-1627.

Chaloupka F. (1991). Rational addiction behavior and cigarette smoking? *Journal of Political Economy*, 99, 722-742. 15.

Chaloupka F., Hu T., Warner K., Jacobs R., Yurekli A. (2000). The taxation of tobacco products. In *Tobacco Control in Developing Countries*; Jha, P., Chaloupka, F.J., Eds.; Oxford University Press: Oxford, UK and New York, NY, USA, 237-272.

Decker, S., & Schwartz, A. E. (2000). Cigarettes and alcohol: substitutes or complements?

Delipalla S, O'Donnell O. (2001). Estimating tax incidence, market power and market conduct: the European cigarette industry. *International Journal of Industrial Organization*, 19(6), 885-908.

Dickey DA., Fuller WA. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1057-1072.

Engle RF., Granger CW. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.

Gerstenblüth M., Triunfo P. (2023). Evolución del consumo de tabaco en Uruguay. Documento de Trabajo 05/23, dECON-FCS-UdelaR.

Goodchild M., Perucic A.M., Nargis N. (2016). Modelling the impact of raising tobacco taxes on public health and finance. *Bulletin of the World Health Organization*, 94(4), 250.

Goodchild M., Perucic AM, Nargis N. (2016). Modelling the impact of raising tobacco taxes on public health and finance. *Bulletin of the World Health Organization*, 94(4), 250.

Granger CW. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424-438.

González-Rozada M. (2020). Impact of a recent tobacco tax reform in Argentina. *Tobacco Control*, 29 (Suppl 5), s300-s303.

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. *American Journal of Public Health*, 105(3), e9-e19.

Guindon G., Perucic A., Boisclair D. (2003). Higher tobacco prices and taxes in South-East Asia. In HNP Discussion Paper, Economics of Tobacco Control Paper No.11; World Bank: Washington, DC, USA.

John R.M., Dauchy E., Goodchild, M. (2019). Estimated impact of the GST on tobacco products in India. *Tobacco Control*, 28(5), 506-512.

Hidayat B., Thabrany H. (2010). Cigarette smoking in Indonesia: examination of a myopic model of addictive behaviour. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 7(6), 2473-2485.

Hill S., Amos A., Clifford D., Platt S. (2013). Impact of tobacco control interventions on socioeconomic inequalities in smoking: review of the evidence. *Tobacco Control*, 23(e2), e89-e97.

Hsieh C., Hu T., Lin C. (1999). The demand for cigarettes in Taiwan: domestic versus imported cigarettes. *Contemporary Economic Policy*, 17, 223-234.

International Agency for Research on Cancer (IARC). (2011). *Handbooks of Cancer Prevention: Tobacco Control. Effectiveness of Price and Tax Policies for Control of Tobacco*. Vol. 14. Lyon, France.

Jimenez S., Labeaga J.M. (1994). Is it possible to reduce tobacco consumption via alcohol taxation? *Health Economics*, 3(4), 231-241.

Johansen S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.

Johansen S. (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. OUP Oxford.

Paraje G., Jha P., Savedoff W., Fuchs A. (2023). Taxation of tobacco, alcohol, and sugar-sweetened beverages: reviewing the evidence and dispelling the myths. *British Medical Journal Global Health*; 8: e011866.

Pesaran MH., Shin Y., Smith RP. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American statistical Association*, 94(446), 621-634.

- Pesaran MH., Shin Y., Smith RJ. (2000). Structural analysis of vector error correction models with exogenous I (1) variables. *Journal of econometrics*, 97(2), 293-343.
- Phillips PC., Perron P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Ramos 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.
- Ramos A., Curti, D. (2006). Uruguay: Economía del control del tabaco en los países del Mercosur y Estados asociados. Washington: Pan American Health Organization.
- Rodríguez-Iglesias, G., Schoj, V., Chaloupka, F., Champagne, B., & González-Rozada, M. (2017). Analysis of cigarette demand in Argentina: the impact of price changes on consumption and government revenues. *Salud Pública de México*, 59(1), 95-101.
- Ross H., Al-Sadat N. (2007). Demand analysis of tobacco consumption in Malaysia. *Nicotine & Tobacco Research*, 9(11), 1163-1169.
- Saffer, H., & Chaloupka, F. (2000). The effect of tobacco advertising bans on tobacco consumption. *Journal of Health Economics*, 19(6), 1117-1137.
- Tansel A. (1993). Cigarette demand, health scares and education in Turkey. *Applied Economics*, 25, 521-529
- Triunfo P., Harris J., Balsa A. (2016). Evaluation of Uruguay's antismoking campaign: progress and challenges at ten years/Evaluación de la campaña antitabaco en Uruguay: balance de diez años y desafíos. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 40(4), 256-263.
- US Department of Health and Human Services (1988) *Nicotine Addiction: A Report of the Surgeon General*, DHHS Publication Number (CDC) 88-8406.
- US Department of Health and Human Services. (2014). *The health consequences of smoking—50 years of progress: a report of the Surgeon General*.
- Van Walbeek C. (2002). The distributional impact of tobacco excise increases. *South African Journal of Economics*, 70, 560-578.
- Wilkins N., Yurekli A., Hu TW. (2004). Economic analysis of tobacco demand. *Economics of Tobacco Toolkit*, 80576.
- World Bank. (1999). *Curbing the Epidemic: Governments and the Economics of Tobacco Control*. Washington, DC.

Anexo

Tabla A1. Cronología de la normativa relacionada con tabaco.

Norma	Fecha aprobación	Fecha vigencia	Medida adoptada
D 338/996	28-Ago-96		Impuestos Específico interno (IMESI) con tasas del 70% a tabacos, cigarrillos y cigarrillos. El Poder Ejecutivo podrá incrementar esta tasa hasta un máximo del 72% a medida que disponga la vigencia de las derogaciones dispuestas en el artículo 45° del Decreto-Ley N° 14.948, de 7 de noviembre de 1979. Facúltase al Poder Ejecutivo a fijar tasas diferenciales para los tabacos elaborados para el consumo en los departamentos de frontera terrestre
L 17.793	19-Jul-04	27-Feb-05	Ratificación Convenio Marco para el Control del Tabaco (CMCT)
D 36/005	26-Ene-05	25-Jul-05	Requerimiento del tamaño de pictogramas 50% de parte frontal y posterior del paquete
D 171/005	31-May-05	25-Jul-05	Advertencias rotatorias con pictogramas del 50% de la parte frontal y posterior de los paquetes de cigarrillos. Referencias prohibidas a "light", "ultra light", "suave", "bajo en alquitrán" y otros descriptores engañosos
D 268/005	5-Set-05	1-Mar-06	Espacios 100% libre de humo de tabaco, todos los espacios públicos cerrados y todos los espacios de trabajo públicos y privados
D 415/005	20-Oct-05	18-Abr-06	Primera ronda de pictogramas
L 18.083	2-Ene-07	Inmediata	Reforma tributaria, incorporación del Impuesto al Valor Agregado (IVA) a los cigarrillos, artículo 66 de dicha Ley, se debe aplicar la alícuota general del 22% sobre el valor de venta al público de los cigarrillos y tabaco elaborado en cualquier forma, excepto los cigarrillos puros, que tienen una alícuota especial
D 202/007	16-Jun-07	13-Dic-07	Segunda ronda de pictogramas
L 18.256	6-Mar-08	Inmediata	Prohibición de toda forma de publicidad y promoción de productos de tabaco, excepto en puntos de venta
D 284/008	9-Jun-08	Inmediata	Reglamentación de la L 18.256 sobre protección del medio ambiente libre de humo de tabaco y su consumo
O 514/08	18-Ago-08	14-Feb-09	Única presentación por marca. Tercera ronda de pictogramas
D 287/009	5-Jun-09	2-Dic-09	Aumento tamaño pictogramas al 80% de la parte frontal y posterior del paquete
O 466/09	1-Set-09	28-Feb-10	Cuarta ronda de pictogramas
O 375/11	11-Jul-11	7-Ene-12	Quinta ronda de pictogramas
O 593/12	10-Oct-12	8-Abr-13	Sexta ronda de pictogramas
O 993/13	19-Dic-13	19-Jun-14	Séptima ronda de pictogramas
L 19.259	28-Ago-14	25-Set-18	Ratificación del Protocolo para la eliminación del comercio ilícito de productos de tabaco
L 19.244	2-Set-14	Inmediata	Prohibición de toda forma de publicidad y promoción de productos de tabaco, inclusive en puntos de venta
D 317/14	11-Nov-14	Inmediata	Reglamentación de la L 18.256 sobre publicidad
O 83/15	25-Feb-15	18-Ago-15	Octava ronda de pictogramas
L 19.723	18-Ene-19	Inmediata	Modifica del artículo 8 de la L 18.256 relativo al empaquetado y etiquetado neutro o genérico de todos los productos de tabaco y cigarrillos.
D 120/019	9-May-19	1-Ene-20	Reglamenta la L 19.723 de empaquetado neutro e incluye la Presentación única por marca
O 943/19	2-Ago-19	22-Dic-19	Novena ronda de pictogramas (vigente)
D 87 / 021	23-Mar-21	23-Mar-21	Se habilita comercialización de dispositivos electrónicos de tabaco calentado. Pero continúa prohibida la comercialización de cigarrillos electrónicos (vapeadores). La Sociedad Uruguaya de Tabacología (SUT) solicitó que se anulara el Decreto. En diciembre de 2023 el Tribunal de lo Contencioso Administrativo (TCA) entendió que la SUT no podía hacer esa acción legal, pero no se expidió sobre el tema de fondo
D 282 / 022	9-Set-22		Modifica D 120/19 de empaquetado neutro. Suspendido hasta la resolución del Tribunal de lo Contencioso Administrativo (TCA)
D 740/91, 90/93, 198/01, 99/02, 268/02, 142/03, 315/04, 164/05, 164/06, 164/07, 232/07, 164/08, 268/09, 164/09, 69/10, 164/10, 69/11, 69/12, 69/13, 69/14, 375/14, 69/15, 164/15, 11/16, 379/17, 2/19, 6/20, 440/21, 409/22			Sucesivos Decretos sobre factores e IMESI unitario

Tabla A2: Resultados de pruebas de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y Phillips-Perron (PP).

	Niveles				Primeras diferencias			
	ADF		PP		ADF		PP	
	t-stat	p-valor	t-stat	p-valor	t-stat	p-valor	t-stat	p-valor
LnQ	-6,320	(0,000)	-5,858	(0,000)	-28,034	(0,000)	-37,767	(0,000)
LnP	-0,909	(0,785)	-0,889	(0,792)	-16,134	(0,000)	-16,085	(0,000)
LnY	-4,238	(0,006)	-2,868	(0,049)	-29,132	(0,000)	-59,908	(0,000)

Nota: El modelo estimado en todos los casos es con constante y sin tendencia. Las mismas pruebas fueron realizadas para modelos con tendencia obteniéndose resultados similares o mejores a los presentados.

Tabla A3: Resultados de pruebas de cointegración análisis de series temporales.

LnQ (8 rezagos)		
Johansen, traza	Estadístico	Valor crítico ¹
Rank = 0	54,329	42,44
Rank = 1	15,256*	25,32
Rank = 2	31,569	12,25
Johansen, máximo valor propio	Estadístico	Valor crítico
Rank = 0	39,0731	25,54
Rank = 1	12,0993	18,96
Rank = 2	3,1569	12,52
Engle y Granger	Estadístico	p-valor
ADF	-16,357	0,000
PP	-16,460	0,000
Pesaran, Shin, Smith	F=74,287	t=-14,897
	(1, 1, 0,)	
p-value I(0)	0,000	0,000
p-value I(1)	0,000	0,000
N	302	

Nota: En las pruebas de Johansen, Rank=0 implica que no hay relaciones de cointegración, Rank=1 que al menos hay una relación de cointegración y así sucesivamente. Se presentan los resultados para el modelo con variables de políticas de control del tabaco en el caso de las pruebas de Engel y Granger, y Pesaran, Shin y Smith.

¹ Valor crítico al 5% de significación.

Tabla A4: Resultados de modelo ARDL y VI con variables de intensidad de políticas de control del tabaco.

VARIABLES	ARDL (1,1,0)	Variables instrumentales
	Log (Q)	Log (Q)
Velocidad de ajuste (γ)	-0.873*** (0.060)	
Largo Plazo		
Log (P)	-0.643*** (0.110)	-0.670*** (0.167)
Log (Y)	0.439*** (0.080)	0.536*** (0.067)
Corto Plazo		
Log (P) D1	-0.924*** (0.281)	
Crisis económica 2002-2003	-0.064** (0.029)	-0.058** (0.029)
Espacios Libre de Humo (marzo de 2006 en adelante)	0.008 (0.034)	0.009 (0.029)
Introducción del IVA a productos de tabaco (julio de 2007 en adelante)	0.027 (0.040)	0.019 (0.035)
Intensidad de empaquetado	-0.066*** (0.018)	-0.079*** (0.021)
Intensidad de publicidad	-0.076*** (0.023)	-0.097*** (0.022)
Covid-19 (abril de 2020 a junio de 2021)	-0.016 (0.034)	-0.015 (0.041)
Constante	✓	✓
Efectos fijos mes	✓	✓
N	305	303
R-squared	0.728	0.864

Test Autocorrelación (Durbin) F=1.385 p=0.240. Test endogenidad (Hausman) F=0.775 p=0.37. Test de Test heteroscedasticidad (Breusch-Pagan / Cook-Weisberg) Chi2=1.84, p=0.164. Test variables omitidas (Ramsey) F=9.39 p=0.000. Test de sobreidentificación (Sargan y Hansen) Chi2=5.116 p=0,024

Nota: ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.10. Entre paréntesis errores estándar.