



Departamento de Economía
Facultad de Ciencias Sociales
Universidad de la República

Documentos de Trabajo

**Campaña antitabaco en Uruguay:
Impacto en la decisión de dejar de fumar
durante el embarazo y en el peso al nacer**

**Jeffrey E. Harris
Ana Balsa
Patricia Triunfo**

Documento No. 01/14
Febrero 2014

ISSN 0797-7484

**Campaña antitabaco en Uruguay:
Impacto en la decisión de dejar de fumar
durante el embarazo y en el peso al nacer**

Jeffrey E. Harris ¹

Ana Inés Balsa ²

Patricia Triunfo ³

¹ Department of Economics, Massachusetts Institute of Technology, Cambridge MA 02139, USA. E-mail: jeffrey@mit.edu

² Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Empresariales y Economía, Universidad de Montevideo, Montevideo 11500, Uruguay. E-mail: abalsa@um.edu.uy

³ Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Montevideo 11200, Uruguay. E-mail: patricia.triunfo@cienciassociales.edu.uy

Abstract

Background. In 2005, Uruguay instituted a nationwide tobacco control campaign that has resulted in a substantial decline in nationwide smoking rates. We sought to determine the quantitative contributions of each of the major tobacco control measures adopted by the Uruguayan government. We focused sharply on smoking cessation by pregnant women and on the effect of quitting smoking during pregnancy on birth weight.

Data. We analyzed a nationwide registry of all pregnancies in Uruguay during 2007–2012, supplemented by data on cigarette prices and various governmental policies.

Methods. We estimated linear probability models of quitting smoking in the third trimester as well as linear models of the effect of quitting on birth weight. Our explanatory variables included maternal characteristics, provider-level and national-level policy interventions, and real price. In our models of quitting smoking, we used taxes as an instrument to address price endogeneity. In our models of birth weight, we used tobacco control policies as instruments to address the endogeneity of smoking cessation.

Results. During 2007–2012, the proportion of pregnant women who had quit smoking by their third trimester increased markedly from 15 to 42 percent. Each of the major non-price tobacco control measures – including programs to treat nicotine dependence at health centers, banning of advertising nationwide, rotating warnings with pictograms on each pack, restriction of brands to a single presentation, and an increase in the size of pictograms to 80% of the front and back of each pack – was separately associated with a significant increase in the rate of quitting. During 2007–2009, tobacco manufacturers responded to tax increases and non-price policies by moderating their pretax prices. Quitting smoking by the third trimester increased birth weight by an estimated 163 grams.

Conclusion. Uruguay’s nationwide tobacco control campaign led to a substantial increase in the likelihood that a pregnant smoker would quit by her third trimester. Each of the major tobacco control measures adopted by the government had a measurable impact on the rate of quitting and thus on neonatal health.

Key Words: economic evaluation, cigarette taxes, package warnings, advertising bans, tobacco control, pregnancy, birth weight

JEL: I18, I12, D1

Resumen

Antecedentes. En el año 2005, Uruguay inició una campaña nacional de control del tabaco, que se tradujo en una disminución sustancial de la tasa de consumo de tabaco en todo el país. En este trabajo intentamos determinar el impacto cuantitativo de cada una de las principales medidas antitabaco adoptadas por el gobierno uruguayo. Nos enfocamos, en particular, en los efectos de esta política sobre la decisión de dejar de fumar durante el embarazo, así como sobre el peso al nacer de los hijos de estas fumadoras.

Datos. Analizamos un registro nacional de todos los nacimientos ocurridos en Uruguay durante 2007-2012, complementado con datos del precio de los cigarrillos y de las distintas políticas gubernamentales de la campaña antitabaco.

Métodos. Utilizamos modelos lineales para estimar la probabilidad de dejar de fumar en el tercer trimestre del embarazo, así como el efecto de dejar de fumar en el peso del recién nacido. Las variables explicativas incluyen características maternas, intervenciones a nivel del proveedor de servicios prenatales y a nivel nacional, y el precio real del cigarrillo. En nuestros modelos de dejar de fumar, para hacer frente a la endogeneidad del precio, utilizamos los impuestos como variable instrumental. En los modelos de peso al nacer, para hacer frente a la endogeneidad de la decisión de dejar de fumar, utilizamos las políticas de control del tabaco como instrumentos.

Resultados. Entre 2007-2012, la proporción de mujeres embarazadas que habían dejado de fumar en su tercer trimestre aumentó notablemente de 15 a 42%. Cada una de las principales medidas antitabaco distintas al precio, incluyendo los programas para el tratamiento de la dependencia de la nicotina en los centros de salud, la prohibición de la publicidad en todo el país, las advertencias rotativas con pictogramas en cada paquete, la restricción impuesta a las marcas de una única presentación, y el aumento en el tamaño de los pictogramas al 80% al frente y reverso de cada paquete, se asoció por separado con un aumento significativo en la tasa de dejar de fumar. Durante 2007-2009, los fabricantes de tabaco respondieron a los aumentos de impuestos y al resto de las políticas moderando sus precios antes de impuestos. Dejar de fumar en el tercer trimestre aumentó el peso al nacer en aproximadamente 163 gramos.

Conclusión. La campaña nacional antitabaco de Uruguay dio lugar a un aumento sustancial en la probabilidad de que una embarazada dejara de fumar en el tercer trimestre. Cada una de las principales medidas de control del tabaco adoptadas por el gobierno tuvo un impacto medible en la tasa de abandono y por lo tanto en la salud neonatal.

Palabras claves: evaluación económica, impuestos a los cigarrillos, pictogramas, prohibición de publicidad, control del tabaco, embarazo, peso al nacer.

JEL: I18, I12, D1

Introducción

La epidemia de tabaquismo sigue representando una grave amenaza para la salud pública en todo el mundo. Según una estimación reciente, la carga de mortalidad anual en todo el mundo ya ha llegado a 5 millones de muertes directas por tabaquismo y a otras 600.000 muertes atribuibles a los efectos del humo ambiental (World Health Organization 2012). En los próximos 20 años, se prevé que las muertes anuales debidas al tabaquismo ascenderán a 8 millones, de los cuales más del 80% se registrará en países de ingresos bajos y medios (Mathers, Boerma et al. 2008).

A partir del año 2005, Uruguay instituyó una serie de medidas contra el tabaquismo, colocando a este pequeño país sudamericano de 3,3 millones de habitantes en la vanguardia de la política antitabaco a nivel mundial. Para el año 2012, el gobierno uruguayo había prohibido casi toda la publicidad y promoción de productos de tabaco, prohibido fumar en espacios públicos cerrados y espacios de trabajo, ordenó que los pictogramas con advertencias cubrieran el 80% del frente y reverso de cada paquete, prohibió varias versiones de la misma marca tales como la plata o azul, términos de marketing engañosos como “light” y “suave”, exigió que los proveedores de atención médica trataran la dependencia a la nicotina, y aumentó los impuestos al tabaco.

En un trabajo previo, dos de nosotros (JH y PT) encontramos que la campaña integral antitabaco de Uruguay se asoció con una disminución sustancial y sin precedentes en el consumo de tabaco (Abascal, Esteves et al. 2012). Entre 2005–2011, el consumo de cigarrillos per cápita disminuyó en un 4,3% anual, mientras que la prevalencia de 30 días de consumo de cigarrillos entre los estudiantes de 13 a 17 años y la prevalencia de la población general se redujo a una tasa anual de 8,0% y 3,3%, respectivamente. Los descensos observados en cada uno de estos tres indicadores de consumo de tabaco fueron significativamente mayores que los observados en Argentina, país donde no se había llevado a cabo una campaña integral antitabaco.

Estos resultados, sin embargo, no permiten identificar las contribuciones de cada una de las medidas que componen la campaña antitabaco. En este sentido, es importante evaluar el impacto de los componentes individuales a efectos de generalizar la experiencia de Uruguay a otros países que han optado por implementar algunas de las políticas de control del tabaco. A su vez, dicha evaluación es aún más importante en el contexto de la impugnación legal de dos de las

medidas adoptadas: la exigencia de que los pictogramas con advertencias cubran el 80% del frente y el reverso de cada paquete y la "regla de presentación única" que prohíbe varias versiones de la misma marca (Philip Morris International 2010). Por otra parte, nuestro trabajo previo se centró exclusivamente en las medidas de consumo de tabaco. Sin embargo, un componente crítico de la evaluación de los programas de control del tabaco viene dado por los resultados de salud (Lien y Evans 2005, Kabir, Connolly et al. 2008, Adams, Markowitz et al. 2012).

En este artículo estudiamos el impacto de la campaña de control del tabaco en Uruguay en una población objetivo fundamental: las mujeres embarazadas. El tabaquismo es uno de los factores de riesgo modificables más importantes asociados con los resultados perinatales adversos, incluyendo el bajo peso al nacer y el parto prematuro (Sexton and Hebel 1984, Permutt and Hebel 1989, da Veiga and Wilder 2008, McCowan, Dekker et al. 2009). Estos resultados adversos imponen costos privados y sociales sustanciales como resultado de un aumento de la morbilidad y la mortalidad, los bajos ingresos y las trayectorias educativas pobres durante toda la vida (Petrou, Sach et al. 2001, Adams, Miller et al. 2002, Boardman, Powers et al. 2002, Black, Devereux et al. 2007).

Utilizamos datos de un registro continuo de embarazos con cobertura nacional para estudiar el impacto de la campaña de control del tabaco de Uruguay en la decisión de dejar de fumar de la mujer embarazada. En contraste con estudios anteriores que se han centrado casi exclusivamente en los efectos de los precios de los cigarrillos (Evans and Ringel 1999, Ringel and Evans 2001, Colman, Grossman et al. 2003, Lien and Evans 2005, Levy and Meara 2006) o de las restricciones de fumar en espacios de trabajo (Adams, Markowitz et al. 2012, Bharadwaj, Johnsen et al. 2012), hemos tratado de descomponer los efectos de una serie de medidas de control del tabaco sobre las tasas de dejar de fumar. Nuestra estrategia de identificación dependía fundamentalmente de dos aspectos de la campaña integral antitabaco de Uruguay. En primer lugar, las distintas medidas entraron en vigor - y, en algunos casos, dejaron de tener efecto - en diferentes momentos desde 2005 en adelante. En segundo lugar, ciertas políticas - en particular aquellas dirigidas a mejorar el tratamiento de la dependencia a la nicotina por parte de los proveedores de atención médica - se llevaron a cabo en diferentes centros de salud que prestan atención prenatal en diferentes momentos.

Encontramos que la proporción de mujeres embarazadas que dejaron de fumar en su tercer trimestre aumentó notablemente del 15% en 2007 al 42% en 2012. Tomando en cuenta las características personales de la mujer e incorporando efectos fijos para los centros de salud donde recibieron atención prenatal, encontramos que las principales intervenciones de políticas adoptadas por el gobierno uruguayo tuvieron un impacto significativo y positivo en la probabilidad de dejar de fumar de las fumadoras embarazadas. La elasticidad precio fue del orden de 0,4 en la media de la muestra. Por su parte, el impacto individual absoluto de cada intervención no asociada al precio en la probabilidad de dejar de fumar, varió entre 3 y 14 puntos porcentuales. El precio del cigarrillo jugó un papel relativamente menor en el aumento global de dejar de fumar, debido a que los fabricantes moderaron sus precios antes de impuestos en respuesta a los aumentos de los mismos y de otras políticas ajenas a los precios, en particular durante 2007-2009. Cada mujer que dejó de fumar en su tercer trimestre de embarazo como respuesta a las políticas de control del tabaco de Uruguay experimentó un incremento medio en el peso al nacer de su hijo de 163 gramos.

Política de salud en Uruguay

Políticas nacionales antitabaco

En julio del año 2004, Uruguay ratificó el Convenio Marco para el Control del Tabaco (CMCT), un tratado originalmente aprobado en mayo de 2003 en la 56^a Asamblea Mundial de la Salud de la Organización Mundial de la Salud (OMS) y ahora ratificado por 177 países (World Health Organization 2013). En el año 2005, el gobierno recién elegido creó un Programa Nacional para el Control del Tabaco en el Ministerio de Salud Pública (MSP) para servir como punto focal para la implementación de una serie de medidas acordadas en el CMCT. A ello siguieron una sucesión de políticas de control del tabaco progresivamente más agresivas (Abascal, Esteves et al. 2012). En mayo de 2005, el MSP estableció espacios claramente delimitados para fumadores en bares privados, restaurantes y otros lugares de ocio. En julio de ese año, el Ministerio decretó además que todos los espacios públicos, incluidas las oficinas del gobierno, las empresas públicas y las escuelas públicas, se tornaran 100% libres de humo de tabaco; llegándose en marzo de 2006 a decretar que todos los espacios públicos cerrados y los espacios de trabajo públicos y privados fueran 100% libre de humo. En junio de 2008, otro

decreto ministerial amplió el ámbito de los espacios libres de tabaco a los taxis, autobuses, aviones y otros medios de transporte público.

Las prohibiciones de fumar en espacios públicos y privados fueron complementadas con restricciones a la publicidad del tabaco. En mayo de 2005 un decreto ministerial prohibió la publicidad de cigarrillos en la televisión durante el horario infantil (antes de las 21:30 horas), así como la publicidad, promoción o patrocinio por parte de las empresas tabacaleras de todos los eventos deportivos. Posteriormente estas restricciones fueron ratificadas por la Ley 18.256 de marzo de 2008, que prohíbe toda forma de publicidad y promoción de productos de tabaco, excepto en los puntos de venta. En octubre de 2008, se prohibieron los logotipos, marcas y cualquier otro símbolo relacionado con el tabaco en los distintos productos del tabaco.

Al mismo tiempo, el gobierno uruguayo promulgó requisitos de advertencia en los paquetes de cigarrillos e impuso restricciones a las prácticas de marca (*branding*) de los fabricantes. Un decreto ministerial de mayo de 2005 prohibió todas las referencias a “light”, “ultra light”, “suave”, “bajo en alquitrán” y otras descripciones que pudieran inducir erróneamente a pensar que estos cigarrillos implican un daño menor. El decreto también implicó la obligación de incluir una serie de pictogramas que abarcaran el 50% de la parte frontal y posterior de cada paquete de cigarrillos. En octubre de 2005 se promulgó la primera ronda de estas advertencias rotativas, con un plazo máximo de aplicación de 180 días. Las rondas posteriores fueron promulgadas en junio de 2007, agosto de 2008, setiembre de 2009, julio de 2011 y octubre de 2012 con el mismo plazo máximo de 180 días para su aplicación. La “regla de presentación única”, junto con la tercera ronda de advertencias a partir de agosto de 2008 (con fecha límite de aplicación en febrero de 2009), prohibió la comercialización de varias versiones de la misma marca, como “Plata” o “Azul”. En el año 2009 se aumenta vía decreto el tamaño de las advertencias al 80% del frente y el reverso de cada paquete, requisito que se implementó con la cuarta ronda de las advertencias, publicada en setiembre de 2009 y efectiva en febrero de 2010.¹

La Figura 1 muestra una línea de tiempo que resume las principales regulaciones antitabaco a nivel nacional distintas a las medidas de precio implementadas desde 2005 hasta

¹ La regla del “80%” fue promulgada tres meses antes que la cuarta ronda de pictogramas. Sin embargo, no hay evidencia de cumplimiento de dicha norma antes de la fecha límite establecida para la implementación de la cuarta ronda de pictogramas.

2013. El texto azul describe cada una de las seis rondas de advertencias en los paquetes, mientras que el texto en rojo describe las otras medidas regulatorias. Las líneas negras indican los plazos de cumplimiento para cada medida.²

Por otra parte, la Figura 2 describe las seis rondas de pictogramas. En cada ronda, se muestra sólo una de varias imágenes aprobadas. En particular, la primera, tercera y cuarta ronda incluyen imágenes que abordan directamente las consecuencias del fumar durante el embarazo. Los tamaños relativos de las imágenes en la figura corresponden a sus tamaños relativos en el paquete, donde las tres últimas rondas reflejan el aumento requerido del 50% al 80% de las superficies delantera y trasera.

Programas para dejar de fumar dirigidos a los profesionales de la salud

En el año 2003, el Fondo Nacional de Recursos (FNR), 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, comenzó a brindar servicios para dejar de fumar inicialmente a pacientes sometidos a bypass cardíaco. En el año 2005, el FNR amplió su programa a la totalidad de la población de Uruguay, incluidas las mujeres embarazadas. Un elemento clave del programa nacional ampliado fue el establecimiento de un sistema de acuerdos contractuales formales entre el FNR y los prestadores de salud u otros organismos interesados, a través de los cuales el FNR brindaba entrenamiento a los profesionales de la salud en el diagnóstico y tratamiento de la dependencia del tabaco y proporcionaba parches de nicotina gratuitos y bupropión (un medicamento ampliamente utilizado para paliar los síntomas de abstinencia de la nicotina) a cambio de la creación de un programa para dejar de fumar con bajos o nulos copagos por parte de los pacientes (Esteves, Gambogi et al. 2011).

En el año 2008, la Ley de Control del Tabaco (Ley 18.256) estableció que todos los proveedores de atención primaria, ya fueran públicos o privados, deberían incorporar el diagnóstico y tratamiento de la dependencia del tabaco a su oferta de servicios básicos. En virtud de esta legislación, el FNR colaboró en la elaboración de la primera Guía Nacional para el Abordaje del Tabaquismo, coordinada por el MSP y desarrollada por diversas organizaciones

² Con la excepción de la Ley de Control del Tabaco, todas las medidas tiene un plazo máximo de implementación de 180 días. Al especificar el final del período de cumplimiento como la fecha de vigencia de cada medida, se asumió que los fabricantes de tabaco esperaron hasta último momento para cumplir con la norma.

vinculadas al diagnóstico y tratamiento de la dependencia a la nicotina. A partir de esta ley, se exigió a las instituciones de atención médica sin acuerdos contractuales con el FNR que incluyeran en su canasta de prestaciones programas para dejar de fumar de acuerdo con las directrices, pudiendo cobrar copagos a los pacientes por este servicio.

Para el año 2010, el FNR había capacitado 657 profesionales de la salud y 21.527 pacientes en 45 instituciones de salud habían sido tratados en el marco del programa. Entre todos los pacientes incluidos en el protocolo para dejar de fumar del FNR, la tasa de abstinencia reportada a un año fue de 14%. Entre aquellos con al menos 4 visitas al programa, la tasa de abstinencia a un año fue de 22% (Esteves, Gambogi et al. 2011).

Los acuerdos con el FNR incluyeron también a centros de salud que ofrecían atención prenatal. La proporción de estos centros con acuerdos con el FNR aumentó de 6 a 10% entre 2005 y 2012. Al mismo tiempo, la proporción de todas las mujeres embarazadas que recibieron atención prenatal en los sitios con convenios con el FNR aumentó de 24% en 2005 a 35% en 2007, pero luego disminuyó a 32% en 2012.

Impuestos a los cigarrillos

Además de las intervenciones de política anteriormente mencionadas, el Gobierno uruguayo aumentó los impuestos indirectos sobre los productos del tabaco. Estos impuestos se aplican a nivel nacional y se componen de un impuesto al consumo (“Impuesto específico interno” o IMESI) y un impuesto al valor agregado (IVA). El IMESI, que se aplicó por primera vez a los cigarrillos en 1993, tuvo una serie de incrementos en junio de 2002, mayo de 2003, julio de 2007, junio de 2009, y febrero de 2010.

El IVA, por el contrario, se aplicó por primera vez a los cigarrillos en julio de 2007 y desde entonces ha constituido un 22% del precio antes de impuestos incluyendo el IMESI o, de manera equivalente, un 18% del precio de venta. En la siguiente sección de datos describimos el impacto cuantitativo de estos aumentos de impuestos sobre el precio real de los cigarrillos.

En Uruguay, se estima que el 99% de los consumidores de tabaco fuman cigarrillos manufacturados, cigarrillos enrollados a mano, o ambos (Abascal, Esteves et al. 2012). En particular, los cigarrillos manufacturados representan más del 85% del consumo de cigarrillos tributables (Dirección General Impositiva 2012). Durante 2004-2012, según una estimación, las ventas de cigarrillos de contrabando constituyeron en promedio aproximadamente el 12% del

consumo total de cigarrillos (Curti 2013). Con la posible excepción de los departamentos menos poblados de las fronteras de Uruguay con Brasil y Argentina, donde el consumo de tabaco de contrabando es más frecuente, ha habido poca variación geográfica efectiva en el precio de venta al público.

Acceso a la atención prenatal

A partir de 2008, a través de una serie de reformas, el gobierno uruguayo estableció un Sistema Nacional Integrado de Salud (SNIS), con el objetivo de alcanzar una cobertura universal financiada a través de aportes patronales y de los trabajadores (Ministerio de Salud Pública 2010). Estas reformas incluyeron una serie de nuevos incentivos para reorientar el sistema de salud hacia la atención primaria, la prevención de enfermedades y el diagnóstico precoz, particularmente en el área de la salud reproductiva (Ministerio de Salud Pública 2010). En julio de 2008, el gobierno uruguayo comenzó a compensar a las instituciones de salud por adherirse a un conjunto de “metas asistenciales” asociadas a una serie de indicadores de desempeño. En el área de atención a la maternidad, un objetivo cuantitativo fue aumentar la proporción de embarazos con una visita inicial en el primer trimestre y al menos seis visitas prenatales antes del parto. Un objetivo adicional se dirigió a mejorar el registro de las historias clínicas de las pacientes embarazadas en el Sistema Informático Perinatal nacional, base de datos que se describe en detalle a continuación (Junta Nacional de Salud (JUNASA) 2009, González, Olesker et al. 2010). De 2007 a 2012, el porcentaje de mujeres embarazadas que iniciaron la atención prenatal en el primer trimestre aumentó del 59 al 77%, mientras que el porcentaje que inició la atención en el tercer trimestre se redujo de 8 a 4%.

Literatura previa

La decisión de dejar de fumar durante el embarazo y la salud del recién nacido

El tabaquismo materno durante el embarazo causa una amplia gama de resultados adversos, incluyendo bajo peso al nacer, parto prematuro, retraso del crecimiento intrauterino, aborto espontáneo y retraso mental, entre otros. Estos efectos han sido documentados en estudios epidemiológicos (Andres and Day 2000, Lindley, Becker et al. 2000, Windham, Hopkins et al. 2000, Phung, Bauman et al. 2003, Ward, Lewis et al. 2007, da Veiga and Wilder 2008, McCowan, Dekker et al. 2009) y ensayos clínicos (Sexton and Hebel 1984, Permutt and Hebel 1989, Ershoff, Quinn et al. 1990, Shipp, Croughan-Minihan et al. 1992, Pollack 2001).

Dejar de fumar al principio del embarazo se ha asociado con una reducción en el riesgo de resultados adversos (Vardavas, Chatzi et al. 2010). Incluso la cesación en el segundo o tercer trimestre puede reducir los efectos adversos del consumo de tabaco durante el embarazo (Lieberman, Gremy et al. 1994, Raatikainen, Huurinainen et al. 2007, Batech, Tonstad et al. 2013, Yan y Groothuis 2013) .

Algunos economistas han sugerido que el impacto del tabaquismo sobre los resultados del parto puede ser menor en magnitud que lo tradicionalmente estimado. Estos autores han utilizado efectos fijos maternos en bases de datos longitudinales que incluyen embarazos entre hermanos no gemelos (Abrevaya 2006, Abrevaya y Dahl 2008, Walker, Tekin et al. 2009, Wüst 2010, Juárez y Merlo 2013) y políticas antitabaco como variables instrumentales (Lien y Evans 2005).

Políticas antitabaco y el consumo de tabaco durante el embarazo

Otra rama de la literatura ha evaluado los efectos de las políticas de control del tabaco en los resultados de fumar y de nacimiento. Con pocas excepciones, estos estudios se han centrado en el impacto de los cambios en el precio de los cigarrillos. Para Estados Unidos, Evans y colegas encontraron que las mujeres embarazadas respondían significativamente al aumento de los impuestos a los cigarrillos y que fumar durante el embarazo reducía el peso al nacer en 182 gramos y duplicaba la probabilidad de bajo peso al nacer (Evans y Ringel 1999, Ringel y Evans 2001, Lien y Evans 2005). Otros autores han encontrado que la elasticidad precio de la decisión de fumar es mayor entre las mujeres embarazadas que en la población en general (Gruber y Koszegi 2001, Colman, Grossman et al. 2003).

Sin embargo, estudios más recientes de los EE.UU. han encontrado una menor reducción en la decisión de fumar en respuesta al aumento de los impuestos. Levy y Meara analizaron el impacto del aumento de precios sin precedentes que ocurrió tras el Acuerdo Marco (*Master Settlement Agreement* o MSA) de 1998 entre varios fiscales generales estatales y los principales fabricantes de tabaco. Estos autores encontraron que la prevalencia del uso de tabaco en el embarazo había disminuido menos de 3% en comparación con la prevalencia que proyectaban las tendencias que condujeron al Acuerdo Marco (Levy y Meara 2006). Del mismo modo, Adams y colegas (Adams , Markowitz et al. 2012) encontraron que los aumentos en los impuestos al consumo y las restricciones a fumar en espacios cerrados fueron eficaces en mejorar los resultados del parto, pero sus efectos fueron pequeños en magnitud y limitados a los niños

nacidos de madres de ciertas edades. Por su parte, Bharadwaj y colegas encontraron que la extensión de la prohibición de fumar a bares y restaurantes en Noruega en 2004 redujo la exposición al humo en el útero para los niños de las trabajadoras de restaurantes y bares y, concomitantemente, disminuyó las tasas de muy bajo peso al nacer (Bharadwaj , Johnsen et al. 2012).

Advertencias e Imágenes en los paquetes de cigarrillos y Restricciones a la Publicidad

Numerosos estudios señalan el rol estratégico que tiene el diseño del envase en la comercialización de cigarrillos, en particular como forma de establecer presencia en el punto de venta y para reforzar las falsas percepciones sobre los riesgos del tabaquismo (Mutti , Hammond et al. 2011). Los estudios experimentales y las encuestas sugieren que las advertencias disminuyen el atractivo del paquete y aumentan la percepción de riesgo y la intención de dejar de fumar (Kees , Burton et al. 2006 , Hammond 2011). Hammond, Fong y sus colegas evaluaron el impacto de los pictogramas de cigarrillos canadienses en la percepción subjetiva de fumar de 616 adultos antes y después de la promulgación de las nuevas advertencias. Encontraron que los fumadores que habían leído, pensado y discutido las nuevas advertencias al inicio del estudio tuvieron mayor probabilidad de dejar de fumar, de realizar un intento de abandono, o de abandonar tres meses más tarde (Hammond, Fong et al. 2003, Hammond, Fong et al. 2004). Los estudios de mercado en entornos experimentales y naturalistas indican que el empaquetado genérico -sin imágenes, colores o símbolos- reduce el atractivo de los productos del tabaco, aumenta la importancia y la eficacia de las advertencias sanitarias, y neutraliza los diseños que tienden a inducir a error a los consumidores sobre la nocividad de los productos de tabaco (Hoek, Wong et al. 2011, Moodie, Hastings et al. 2011, Thrasher , Rousu et al. 2011). En un estudio transversal realizado durante la fase de aplicación de la ley de empaquetado plano en Australia, Wakefield y colegas encontraron que los fumadores de paquetes planos le asignaban una menor satisfacción y una calidad inferior a sus cigarrillos, y le otorgaban mayor prioridad a dejar de fumar (Wakefield , Hayes et al. 2013).

Por su parte, los economistas han estudiado los efectos de las restricciones y prohibiciones a la publicidad de los cigarrillos con resultados mixtos. Saffer y Chaloupka, en un estudio para países de la OCDE, concluyeron que un conjunto amplio de prohibiciones a la publicidad del tabaco podría reducir el consumo, pero que un conjunto limitado tendría poco o

ningún efecto (Saffer y Chaloupka 2000). En un estudio de 30 países en desarrollo, Blecher encontró evidencia aún más fuerte para la eficacia de la prohibición de la publicidad en la reducción del consumo de tabaco (Blecher 2008). Nelson, por su parte, ha sostenido que las elasticidades del consumo de tabaco a la publicidad son pequeñas y que las prohibiciones en la publicidad no han tenido ningún efecto sobre el consumo de cigarrillos (Nelson 2003, Nelson 2006). En un análisis reciente para 19 países en desarrollo, Kostova y Blecher sostienen que la exposición del individuo a la publicidad es endógena, y que la relación positiva entre la publicidad y el consumo puede explicarse en gran medida por la desproporcionadamente mayor exposición de los fumadores a la publicidad (Kostova y Blecher 2012).

Datos

Sistema Informático Perinatal (SIP)

Nuestra fuente de micro-datos sobre las prácticas de fumar de las mujeres embarazadas fue el Sistema Informático Perinatal (SIP), registro nacional obligatorio en Uruguay desde 1990. Desarrollado y supervisado por el Centro Latinoamericano de Perinatología (CLAP) de la Organización Panamericana de la Salud, el SIP contiene información a nivel de cada embarazo de las características maternas, la conducta autoreportada de fumar, la historia obstétrica actual y pasada, el momento y lugar de la atención prenatal y el parto, así como los resultados del parto, incluyendo el peso al nacer (CLAP 2001). En el año 2012, el SIP registró aproximadamente el 94% de todos los nacidos vivos en Uruguay.

Antes de 2007, cada historia clínica ingresada en la base de datos del SIP registraba el hábito de fumar de la mujer embarazada solo durante el trimestre en el que la mujer había iniciado la atención prenatal. Por lo tanto, no mostraba cambios en la conducta de las mujeres fumadoras durante el curso de su embarazo. En virtud de un nuevo sistema implementado a partir de 2007, el hábito de fumar de la mujer comienza a ser registrado en cada trimestre de gestación. Por ejemplo, si una mujer inició la atención prenatal en su segundo trimestre, el proveedor de atención médica registraría su condición de fumar en el primer trimestre, en base a su memoria, así como en el trimestre actual. Posteriormente, su condición de fumadora se registraría en una visita prenatal de seguimiento durante el tercer trimestre.

Bajo este nuevo sistema, obtuvimos datos para 251.260 embarazos que culminaron en un nacido vivo entre 2007 y 2012. Luego de la eliminación de registros de embarazos de menos de

25 semanas o de gestación desconocida, así como de los registros de nacimientos múltiples o con multiplicidad desconocida, nos quedamos con 241.270 registros de embarazos (96%).

La decisión de dejar de fumar

Nuestro análisis de la decisión de dejar de fumar se limita al nuevo sistema del SIP, que abarca el período 2007-2012, años para los cuales disponemos de datos sobre los hábitos de fumar en cada trimestre. Nuestro análisis se centra en la subpoblación de embarazadas fumadoras, la cual incluye a todas aquellas mujeres que manifestaron haber fumado al menos en un trimestre de su embarazo. Nuestra principal variable de resultados fue la decisión de dejar de fumar. En este sentido, consideramos que una mujer dejó de fumar si reportó no haber fumado en el tercer trimestre. Las mujeres embarazadas que fumaban en el primer o segundo trimestre, pero cuya condición de fumadoras era desconocida en el tercer trimestre, fueron excluidas de los análisis primarios. En análisis posteriores de robustez, estas mujeres fueron incluidas como fumadoras. También realizamos pruebas de robustez considerando que solo habían dejado de fumar aquellas mujeres que reportaron no haber fumado en el segundo y tercer trimestre.

La eliminación de las mujeres no fumadoras, y la exclusión de los registros ingresados bajo el antiguo sistema del SIP (centros de salud que todavía estaban haciendo la transición al nuevo sistema durante el período 2007-2008), así como de los registros sin datos sobre la condición de fumadora de la mujer en el tercer trimestre, culminó finalmente en una muestra analítica de 28.597 observaciones.

La Figura 3 muestra la tendencia de la proporción de fumadoras embarazadas que dejaron de fumar en el tercer trimestre de nuestra muestra. El eje horizontal muestra el año correspondiente a los puntos medios del tercer trimestre de cada mujer. Cada punto representa la media anual, mientras que las barras verticales representan los intervalos de confianza a un nivel del 95%. La tasa de abandono aumentó de 15% en 2007 a 42% en 2012.

Características maternas y del embarazo

La Tabla A1 del Apéndice A describe las principales características individuales de las mujeres, obtenidas del SIP, que utilizamos en nuestros análisis econométricos. Estas variables incluyen: el momento de la primera visita prenatal (atención prenatal en el primer trimestre), la edad de la madre (< 16, 17-19, 20-34, 35-39 y 40 + años), su estado civil (soltera, casada, unión libre, otro estado), su nivel educativo (primaria, secundaria, universitaria), el

número de partos anteriores (0, 1, 2, 3, 4 +), el número de abortos previos, antecedentes de diabetes o hipertensión, complicaciones del embarazo (preeclampsia o eclampsia), el índice de masa corporal basado en autoreportes de la altura y el peso de la mujer antes del embarazo (bajo peso, peso normal, sobrepeso, obesidad), el uso de alcohol o drogas ilícitas por parte de la madre; el centro de atención prenatal (no se muestra en la Tabla A1 del Apéndice), y el sexo y peso del recién nacido. Para evitar la pérdida de observaciones, se incluyeron variables dicotómicas que tomaban el valor 1 cuando las características maternas mencionadas no tenían dato.

Medidas de control del tabaco a nivel nacional

Definimos una variable binaria para cada una de las cinco medidas de control del tabaco que entraron en vigencia entre 2007 y 2012, tal como se expone en la Figura 1. Estas medidas antitabaco, junto con las fechas en que entraron en vigor, fueron: (1) la segunda ronda de pictogramas (8 -Dic- 2007), (2) la Ley de Control del Tabaco (6 -Mar- 2008); (3) la tercera ronda de pictogramas en los paquetes junto con la presentación única (14 -Feb- 2009), (4) la cuarta ronda de pictogramas y el requisito de cobertura del 80% del paquete (28 -Feb- 2010), y (5) la quinta ronda de pictogramas (07 -Ene- 2012). No se incluyeron variables binarias para indicar la prohibición total de fumar en los espacios públicos cerrados y lugares de trabajo públicos y privados, o para la primera y la sexta ronda de las advertencias, ya que se implementaron fuera de nuestro intervalo de análisis (2007-2012).

Precios de los cigarrillos e impuestos

Construimos una serie temporal mensual del precio de venta real de un paquete de 20 cigarrillos, así como una serie mensual correspondiente a los impuestos totales reales por paquete. En base a datos no publicados recogidos en el marco del proyecto Billion Prices (Cavallo 2013), calculamos primero el precio medio nominal de un paquete de 20 cigarrillos Nevada, la marca de mayor venta en el país, para cada mes desde octubre de 2007 hasta mayo de 2013. Como se detalla en el Apéndice B, encontramos que en promedio, estos precios minoristas siguieron muy de cerca el índice de precios al consumo de tabaco publicado por el Instituto Nacional de Estadística de Uruguay (Instituto Nacional de Estadística de 2013). A continuación, utilizamos los valores predichos de una regresión lineal del precio medio al por menor de Nevada en el índice de precios del tabaco para la construcción de una serie mensual completa de los precios minoristas nominales. Para obtener los precios reales, deflactamos los nominales con

el índice mensual de precios al consumidor (Instituto Nacional de Estadística de 2013). En nuestros análisis econométricos utilizamos el logaritmo del precio real calculado por paquete.

Como indicamos en nuestra descripción de las políticas antitabaco, los impuestos al tabaco de Uruguay se componen de un impuesto al consumo (IMESI) y un impuesto sobre el valor agregado (IVA). El IMESI ha tenido una serie de aumentos desde que se aplicó por primera vez a los cigarrillos en 1993. El IVA, por el contrario, comenzó a aplicarse a los cigarrillos en julio de 2007, y desde entonces ha constituido un 22% del precio antes de impuestos, incluyendo el IMESI. Al igual que los precios, el total de impuestos nominales fue convertido a valores reales deflactando por el índice de precios al consumidor. En nuestros análisis econométricos, nuestra variable tributaria principal fue el logaritmo de los impuestos reales por paquete.

La Figura 4 muestra la evolución de los precios e impuestos reales por paquete sobre una base mensual del 2001-2012. Aunque en nuestros análisis econométricos solo utilizamos los datos de 2007 en adelante, mostramos la serie completa para ser exhaustivos. Sólo el 45% del aumento brusco de los impuestos del tabaco de julio de 2007 se trasladó a los consumidores en forma de aumento de precios al por menor. Por el contrario, los fabricantes de cigarrillos aumentaron sus precios en diciembre de 2011 sin ningún cambio correspondiente en las tasas impositivas. A continuación tenemos en cuenta las implicaciones de estos hallazgos para el tratamiento de los precios reales como endógenos y de los impuestos reales como variable instrumental.

Las intervenciones a nivel de los centros de atención prenatal

Para nuestros análisis econométricos, construimos una variable binaria con el valor 1 si el centro de salud donde la mujer embarazada recibía atención prenatal tenía convenio con el FNR durante el año en el que dio a luz. Basamos la construcción de esta variable en una lista de convenios formales que puso a nuestra disposición el FNR. En el caso del sector privado creemos tener una lista relativamente exhaustiva de los centros que participaron en los convenios. En el caso del sector público, sin embargo, el listado de centros con acuerdos formales especifica a menudo la autoridad sanitaria nacional o municipal de gobierno, pero no el centro de salud específico. Si bien se intentó asignar cada acuerdo a un centro de salud

específico, es probable que hayamos subestimado el número de centros de salud públicos con estos acuerdos.

Métodos

La decisión de dejar de fumar: especificación del modelo

Sea q_{ijt} una variable dicotómica dependiente que representa la condición de fumadora de la mujer i que recibió cuidados prenatales en el centro de salud j y que se encontraba en su tercer trimestre de embarazo en la fecha calendario t . Definimos $q_{ijt} = 1$ si la mujer dejó de fumar en dicho momento. Si la mujer tuvo al menos una visita prenatal en su tercer trimestre, calculamos t como el promedio de las fechas de las visitas realizadas. En caso que todas las fechas del tercer trimestre fueran desconocidas, definimos t como los 30 días previos al parto, que es la media muestral para nuestra población.

Por su parte, X_i corresponde a un vector de características personales de la mujer i invariantes durante el embarazo, y que incluye la edad, la educación, el estado civil, los abortos y partos previos, el índice de masa corporal previo al embarazo, la historia de diabetes e hipertensión, y si sufrió pre-eclampsia o eclampsia en el embarazo. Este vector también incluye una variable igual a 1 si la mujer inició los cuidados prenatales en el primer trimestre. A su vez, para ser consistentes con el modelo de peso al nacer, desarrollado a continuación, incluimos el sexo del recién nacido.

Sea A_{jt} una variable binaria igual a 1 si el lugar de control j tenía un convenio con el FNR para el tratamiento de la dependencia del tabaco en el momento t . Sea $\log P_t$ el logaritmo del precio real de un paquete de cigarrillos en el momento t . Consideramos explícitamente la posibilidad de que dicho precio sea endógeno. Esto es, los fabricantes de tabaco podrían responder a los aumentos de impuestos y otras políticas antitabaco reduciendo sus precios previos de impuestos. Por ejemplo, como se observa en la Figura 4, el aumento de impuestos reales a mediados de 2007 fue acompañado por un aumento mucho menor en el precio real de los cigarrillos.

Finalmente, para cada $k=1,\dots,5$, definimos las variables binarias Z_{kt} con valores iguales a 1 si la política nacional antitabaco k estaba en vigencia en el momento t . De esta forma, la primer variable binaria ($k=1$) tomó el valor 1 al entrar en vigencia la segunda ronda

de pictogramas (línea C en la Figura 4), y 0 a partir de la vigencia de la tercera ronda de pictogramas (línea E en la Figura 4). La segunda variable binaria, Z_{2t} , correspondiente a la Ley de Control del Tabaquismo (línea D en la Figura 4), permaneció igual a 1 desde que entró en vigencia y hasta el final del período de análisis. Del mismo modo, la tercera política (Z_{3t}), que corresponde a la norma de presentación única y a la tercera ronda de pictogramas (línea E en la Figura 4), así como la cuarta variable binaria (Z_{4t}), que corresponde al aumento del tamaño de los pictogramas al 80% del paquete y a la cuarta ronda (línea F en la Figura 4), permanecieron iguales a 1 desde su entrada en vigencia hasta el final de nuestro período de análisis. Asimismo, la quinta variable (línea G en la Figura 4), Z_{5t} , correspondiente a la quinta ronda de pictogramas, permaneció igual a 1 hasta el final de nuestro período de análisis en el año 2012. Por lo tanto, a pesar de que la tercera y cuarta ronda tuvieron una duración limitada, al no poder separarlas de las otras políticas mencionadas, no nos fue posible revertir el valor de Z_{3t} y Z_{4t} a 0.

Nuestra especificación econométrica es la siguiente:

$$(1) \quad q_{ijt} = X_i \alpha + \gamma A_{jt} + \delta \log P_t + \sum_{k=1}^5 \beta_k Z_{kt} + v_j + \varepsilon_{ijt}$$

donde el vector α y los escalares γ , δ , y $\{\beta_1, \dots, \beta_5\}$ son los parámetros desconocidos de interés, v_j son los efectos fijos de cada lugar de control prenatal j , y ε_{ijt} es el término de error.

Mientras que γ en la ecuación (1) mide el efecto de las medidas de control de tabaco a nivel del proveedor de atención prenatal, los parámetros $\{\beta_k\}$ capturan el efecto de las políticas nacionales antitabaco no asociadas al precio. Por ejemplo, si la mujer fue observada en su tercer trimestre de embarazo (1-Julio-2007), antes que cualquiera de las cinco medidas especificadas entraran en vigencia, el valor correspondiente de $\{Z_{kt}\}$ sería $\{0,0,0,0,0\}$, y la combinación de los efectos sería $\sum_{k=1}^5 \beta_k Z_{kt} = 0$. Por otro lado, si una mujer fue observada en su tercer trimestre el 1-Enero-2011, entonces los valores de $\{Z_{kt}\}$ serían $\{0,1,1,1,0\}$, y el efecto combinado de las medidas no asociadas al precio sería: $\beta_2 + \beta_3 + \beta_4$. Por lo tanto, a la hora de evaluar las cinco medidas específicas de política, la referencia es el 2007, año en el cual estaban en vigencia la prohibición de fumar en espacios públicos y en espacios de trabajo cerrados públicos y privados (línea A en la Figura 4), así como la primera ronda de pictogramas (línea B en la Figura 4).

La decisión de dejar de fumar: Estrategia de identificación

En la especificación de la ecuación (1), buscamos identificar tres tipos de medidas de política antitabaco. Las primeras están definidas a nivel del proveedor de cuidados prenatales, específicamente las clínicas que brindan tratamientos de cesación gratuitos en base a convenios con el FNR. En este caso, nuestra estrategia de identificación está basada en la variación tanto temporal como entre proveedores de cuidados, por lo que la ecuación (1) efectivamente corresponde a un modelo de diferencias en diferencias.

El segundo conjunto de políticas refiere a la subida de impuestos que operan a través de los precios minoristas. En este sentido, nuestra estrategia de identificación se basó en la variación temporal del precio del tabaco a nivel nacional. A efectos de considerar la posibilidad de endogeneidad del precio, se optó por utilizar los impuestos al cigarrillo como instrumento.

El tercer conjunto de políticas se refiere a las medidas de control del tabaco a nivel nacional distintas de los precios, incluyendo los pictogramas rotativos, la única presentación, el aumento del tamaño de los pictogramas de los paquetes y la prohibición de casi toda la publicidad del tabaco. En este sentido, nuestra estrategia de identificación se basa en las diferencias de implementación en el tiempo de estas medidas. Especificamos una variable binaria que cubre el período de tiempo en que cada medida estuvo vigente, y vinculamos cada medida a la fecha en que cada mujer se encontraba en el punto medio del tercer trimestre de su embarazo. Por lo tanto, por construcción descartamos la posibilidad de que una medida promulgada recientemente entrara en vigencia con retraso, o que una medida que expiró (como es el caso de la segunda ronda de pictogramas) pudiera haber tenido un efecto permanente. Al asumir un modelo lineal aditivo para cada variable binaria de política, se intenta identificar su efecto promedio en el tiempo. Asumiendo que nuestras variables de política binarias son exógenas, se excluye la posibilidad de endogeneidad política, la cual podría existir si la decisión de implementar una política en particular dependiera de los efectos observados de una política anterior.

La decisión de dejar de fumar: Métodos de estimación

Estimamos la ecuación (1) a través de un modelo de probabilidad lineal, por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E), con errores estándares robustos. Nuestro instrumento para la variable endógena, $\log P_t$, es el logaritmo del total de

impuestos reales por paquete, $\log T_i$. A efectos de determinar la validez de $\log T_i$ como instrumento, analizamos su significación en la primera etapa.

El modelo de probabilidad lineal tiene la ventaja de que la estimación de los parámetros α , γ , δ , y $\{\beta_k\}$ será consistente aún si la estimación de los efectos fijos $\{v_j\}$ es inconsistente debido a un bajo número de fumadores en algún lugar de control. Sin embargo, en nuestra posterior descomposición de los efectos de las medidas de política, nos basamos en los valores estimados de esos efectos fijos. Por ese motivo, excluimos las observaciones de todos aquellos lugares de control con menos de 15 fumadoras en ese año.

La decisión de dejar de fumar: Pruebas de sesgos de medición

En el Apéndice C consideramos dos potenciales fuentes adicionales de sesgo en la tasa de dejar de fumar. Primero, estudiamos si el registro sobre la condición de fumadora de la mujer estaba sujeto a un sesgo de no respuesta. En segundo lugar, consideramos la posibilidad de que existiera un sesgo de selección a raíz de la observación temprana de la mujer durante su embarazo, ya que las mujeres respondieron en forma creciente a las políticas promotoras de la atención prenatal precoz.

Peso al nacer: Especificación econométrica

Sea w_{ijt} la variable dependiente continua que mide el peso del recién nacido en gramos para la mujer i , que recibió atención prenatal en el lugar j , y que estaba en su tercer trimestre de embarazo en la fecha t . Asumimos la siguiente especificación econométrica:

$$(2) \quad w_{ijt} = X_i \lambda + \theta q_{ijt} + \mu_j + \eta_{ijt}$$

donde q_{ijt} y X_i están definidas en (1), el vector λ y el escalar θ son los parámetros de interés, μ_j es un efecto fijo del lugar de atención prenatal j , y η_{ijt} es el término de error. Como consecuencia de la heterogeneidad no observada, el término de error η_{ijt} en (2) puede estar correlacionado con el término de error ε_{ijt} en (1), por lo que q_{ijt} en (2) podría ser endógena. En principio la correlación entre los dos términos de error ε_{ijt} y η_{ijt} podría ser positiva o negativa. Una mujer con propensión a incurrir en comportamientos riesgosos tenderá a no dejar de fumar y a su vez a tener niños de menor peso. En ese caso, la correlación sería positiva y el no controlar por la heterogeneidad inobservada sobreestimaré el parámetro θ . Alternativamente, una mujer

que tiene complicaciones durante su embarazo podría estar bajo presión para dejar de fumar, aunque también tendería a tener hijos de bajo peso. En este caso, la correlación sería negativa y el parámetro θ estaría subestimado.

Peso al nacer: Identificación y métodos de estimación

Usamos variables instrumentales para identificar el parámetro θ en la ecuación (2). Nuestros instrumentos incluyen las políticas antitabaco $\{\log T_i, A_j, Z_1, \dots, Z_5\}$ definidas anteriormente. Estimamos los parámetros de la ecuación (2) usando MC2E con errores estándares robustos. Asimismo, usamos el estadístico J de Hansen para probar la sobre-identificación de las restricciones; la Prueba F de Wald, basada en el estadístico de Kleibergen-Paap y los valores críticos de Stock-Yogo para probar la relevancia de los instrumentos y rechazar la debilidad de los mismos (Stock and Yogo 2005, Baum, Schaffer et al. 2007).

Pruebas de robustez

Adicionalmente a las estimaciones de las ecuaciones (1) y (2), consideramos otras especificaciones alternativas. En particular, probamos efectos diferenciales de los precios para mujeres que se atendieron en centros de salud ubicados en la frontera con Argentina y Brasil, donde el contrabando tiene una mayor penetración. También interactuamos las características de la madre con medidas a nivel del lugar de control, así como con las políticas antitabaco, incluyendo el precio. Si bien el momento de inicio de los cuidados prenatales no era el foco de nuestra investigación, reconocemos que la variable indicativa de inicio de cuidados en el primer trimestre podría ser endógena debido a la presencia de heterogeneidad inobservada. Por ejemplo, mujeres con mayores problemas de salud y por lo tanto con una mayor probabilidad de dejar de fumar durante el embarazo, podrían buscar cuidados prenatales antes. A efectos de considerar este problema estimamos el modelo solo para el subconjunto de fumadoras embarazadas que comenzaron con los cuidados prenatales durante el primer trimestre.

Como pruebas adicionales de robustez, estimamos el modelo para otras sub-muestras. En particular excluimos al Centro Hospitalario Pereira Rossell, la mayor maternidad pública del país, la cual no hizo la transición a la nueva versión del SIP hasta el 2009. Otra alternativa fue excluir las observaciones del 2007, el cual presentaba menos observaciones que el resto de los años debido a la demora en la incorporación del nuevo SIP por parte de varias instituciones

(Figura 4). Finalmente, aumentamos el número mínimo de fumadoras requeridas en cada lugar de control prenatal por año para incluirlas en la muestra.

Por otra parte, también cambiamos la definición de algunas variables. En particular, asumimos que las mujeres sin dato en su estatus de fumar en el tercer trimestre no dejaron de fumar. Alternativamente, redefinimos la cesación de fumar como el abandono en el segundo y tercer trimestre. También variamos las características de la madre consideradas en la estimación X_i , incluyendo el consumo de alcohol y drogas en el embarazo.

Por último, estimamos el modelo con errores estándares definidos en agrupamientos por lugar de control y año, y estimamos por MC2E el modelo de peso al nacer usando subconjuntos alternativos de instrumentos.

La decisión de dejar de fumar y las recaídas entre embarazos

Adicionalmente en nuestras estimaciones de dejar de fumar analizamos diferentes transiciones entre abandonar, recaer y volver a dejar el cigarrillo, para mujeres con al menos dos embarazos en la base del SIP entre 2007–2012.

Resultados

La decisión de dejar de fumar

La Tabla 1 muestra los principales resultados de nuestras estimaciones, centrándonos en el impacto de las políticas antitabaco en la cesación de fumar. La lista completa de los coeficientes se encuentra en la Tabla A2 del Apéndice A. La primera columna (1) muestra los resultados de la estimación por MCO. Las siguientes dos columnas corresponden al modelo estimado a través de MC2E, donde el precio real fue tratado como endógeno y los impuestos reales fueron usados como instrumento. En particular, la columna 2 muestra los resultados de la primera etapa, en la cual la variable dependiente fue el logaritmo del precio real, mientras que la columna 3 muestra los efectos en la decisión de dejar de fumar.

En la primera columna (MCO), el coeficiente del precio real no fue significativo. Sin embargo, al considerarlo como endógeno (Columna 3, MC2E), el parámetro se tornó significativo y con el signo positivo esperado. En particular, un aumento de una unidad en el logaritmo del precio real se asoció con un aumento en la probabilidad de dejar de fumar de 0,143. En la media muestral de la variable dependiente (igual a 0,368, ver Tabla A1), la

estimación por MC2E implicó una elasticidad precio de dejar de fumar en el tercer trimestre de

$$0,39: \varepsilon = \left(\frac{1}{q}\right) \left(\frac{dq}{d \ln P}\right) = \left(\frac{1}{0,368}\right) (0,143) = 0,39 .$$

El efecto estimado de cada medida de política nacional no asociada al precio fue positivo y estadísticamente significativo. Las políticas que entraron en vigor entre 2007 y 2009 tuvieron un impacto mayor que las medidas posteriores entradas en vigencia entre 2010 y 2012. En particular, tal como lo muestra la columna 3 (MC2E), la combinación de la norma de presentación única y la tercera ronda de pictogramas en los paquetes, que entraron en vigencia en febrero de 2009, tuvieron el mayor efecto, con un incremento absoluto de 14 puntos porcentuales en la tasa de cesación de fumar. La presencia de un convenio entre el FNR y el proveedor de atención médica para el diagnóstico y tratamiento de la dependencia del tabaco durante el año en el que la madre dio a luz tuvo un efecto positivo y estadísticamente significativo de 5 puntos porcentuales.

Las estimaciones de la primera etapa del modelo de MC2E (columna 2) muestran un coeficiente positivo y significativo de los impuestos, apoyando la validez del instrumento. Los coeficientes negativos y significativos de las tres primeras medidas de control del tabaco distintas del precio, promulgadas durante 2007-2009, indican que la industria del tabaco respondió a estas medidas moderando el precio previo a los impuestos.

La Figura 5 muestra la contribución de los diferentes grupos de variables explicativas a la tendencia general de las tasas de dejar de fumar. Todos los datos se presentan en función del año correspondiente a la media del tercer trimestre del embarazo de cada mujer. Los círculos muestran las tasas de abandono observadas, mientras que la línea (1) muestra los valores predichos por el modelo de MC2E, dados por la Tabla 1. Las otras líneas corresponden a la tasa predicha de abandono al considerar sucesivamente distintos grupos de variables explicativas en sus valores medios de 2007: (2) todas las medidas de las políticas no asociadas al precio, (3) el precio de los cigarrillos, (4) la presencia de un acuerdo para el tratamiento de la adicción a la nicotina, así como todas las características maternas distintas de los efectos fijos del lugar de control prenatal. La comparación de las cuatro líneas nos permite observar los efectos acumulativos de los diferentes grupos de variables explicativas en el tiempo, tomando el punto medio de 2007 como punto de partida y el punto medio del año 2012 como el final.

Es evidente en la Figura 5 que las políticas no asociadas al precio fueron las que más contribuyeron a la tasa de abandono observada entre 2007 y 2012. El incremento observado en la tasa de cesación de fumar pasó de 15,4% en 2007 a 41,6% en 2012, mientras que los correspondientes valores predichos aumentaron de 15,3% en 2007 a 41,5% en 2012 (curva 1). Al considerar todas las medidas de control de tabaco distintas de los precios en los valores medios del 2007, la tasa de abandono se redujo a 15,8% en el año 2012 (curva 2). Por su parte, al ajustar además el precio real de los cigarrillos a sus valores medios del 2007, la tasa de abandono predicha pasó a ser 13,1% (curva 3). La eliminación de la influencia de todas las variables explicativas, excepto los efectos fijos para cada sitio de atención redujo la tasa de abandono predicha al 12,5% en 2012 (curva 4).³

La menor contribución del precio al aumento de las tasas de abandono se debió en parte al relativo pequeño aumento del precio real entre 2007 y 2012. Específicamente, entre 2007 y 2012, el logaritmo del precio real se incrementó en 0,19 (equivalente a un 20% de incremento en el precio real). Con una estimación del coeficiente del precio $\hat{\delta} = 0,143$, el cambio neto estimado en la tasa de abandono correspondería a 2,7 puntos porcentuales. Lo anterior puede ser comparado con un aumento absoluto de $26,2 = 41,5 - 15,3$ puntos porcentuales en el período 2007-2012.⁴

Por otra parte, el que no exista convenio entre el FNR y el proveedor de salud no parece jugar un rol importante en el aumento global de dejar de fumar durante el embarazo, a pesar del coeficiente significativo ($\hat{\gamma} = 0,047$) observado en el modelo de MC2E (Tabla 1). Dentro del registro completo del SIP, la proporción estimada de centros de salud con convenios pasó de 35% en 2007 a 32% en 2012, mientras que en nuestra muestra de mujeres fumadoras embarazadas fueron del 27% y 24% respectivamente. Las limitaciones para identificar los

³ La reducción de 2 puntos porcentuales entre 2008 y 2009 en la curva 4 fue atribuible a la sustancial eliminación en la proporción de fumadoras embarazadas en un particular centro de salud. Como resultado de los cambios en el Sistema Nacional Integrado de Salud, dicho proveedor de cuidados médicos atrajo a un gran número de pacientes adolescentes que no fumaban, desplazando efectivamente a muchas fumadoras embarazadas.

⁴ Este cálculo, que se basa en promedios anuales, no tiene en cuenta el aumento de los precios reales en el año 2007. Sin embargo, el cambio en el logaritmo del precio real de enero de 2007 a diciembre de 2012 fue de 0,23, lo cual produciría un aumento estimado en la tasa de abandono de 3,3 puntos porcentuales. Ver Tabla 3 para un cálculo alternativo de los efectos medios poblacionales atribuibles de cada política de control del tabaco.

acuerdos entre el FNR y algunos centros de salud públicos pueden explicar parte de dicha diferente penetración.

Además de los resultados mostrados en la Tabla 1 y la Figura 5, realizamos una amplia variedad de pruebas de robustez, como se describió anteriormente en la sección Métodos (ver Tabla D1 del Apéndice D). Las mismas fueron generalmente consistentes con nuestros resultados principales.

Peso al nacer

La Tabla 2 muestra los principales resultados para la estimación del peso al nacer, basada en la ecuación (2). Los resultados completos se presentan en la Tabla A2 del Apéndice A. La columna (1) muestra los resultados de MCO del peso al nacer (medida en gramos) sobre el hecho de dejar de fumar, junto con las mismas covariables maternas y efectos fijos del lugar de control prenatal que las estimaciones de dejar de fumar (Tabla 1). De acuerdo con nuestra estimación de MCO, dejar de fumar en el tercer trimestre del embarazo se asoció con un aumento de 122 gramos en el peso al nacer.

Las columnas (2) y (3) presentan los resultados de la estimación por MC2E. La columna (2), en particular, muestra la primera etapa, en la que el hecho de dejar de fumar es una función lineal de las covariables maternas y de los efectos fijos por lugar de control, así como de los siguientes siete instrumentos: cinco políticas a nivel nacional distintas del precio, impuestos reales a los cigarrillos, y la presencia de un convenio entre el FNR y el centro de salud para el tratamiento de la dependencia al tabaco en el año de nacimiento. Todos los instrumentos tienen coeficientes positivos y significativos. Por otra parte, se rechazaron las pruebas de hipótesis de instrumentos débiles o sobre-identificación. La estimación de MC2E, en base a los instrumentos mencionados anteriormente, incrementó el impacto estimado de dejar de fumar en el peso al nacer a 163 gramos (columna (3)).

Los resultados de la Tabla 2 nos permiten calcular en la media poblacional el impacto de cada una de las medidas antitabaco en el peso al nacer. Estos cálculos se muestran en la Tabla 3. En la columna (1) presentamos los coeficientes de los siete instrumentos de la primera etapa de la estimación. La columna (2) muestra el cambio medio en cada variable de política durante el período 2007- 2012, esto es, el valor medio de la muestra menos el valor base de antes del 2007. La columna (3) calcula el impacto en la probabilidad de dejar de fumar en la media poblacional

como el producto de las columnas (1) y (2). Finalmente, en la columna (4) calculamos el impacto en el peso al nacer a nivel de la media poblacional como el producto de la columna (3) y la estimación de 163 gramos derivados de la Tabla 2.

La decisión de dejar de fumar y las recaídas entre embarazos

Para las mujeres con más de un embarazo durante 2007-2012, podemos evaluar las tasas de recaída y otras transiciones en el consumo de tabaco de un embarazo a otro. Para ello, identificamos 37.521 registros entre 18.325 mujeres que tuvieron al menos dos embarazos en el período analizado. Dentro de esta muestra, definimos tres estados mutuamente excluyentes: (1) no fumar durante el embarazo, (2) fumar durante el embarazo y haber abandonado al tercer trimestre, y (3) fumar durante el embarazo y no haber abandonado al tercer trimestre.

La Tabla 4 muestra la matriz resultante de transiciones. Se estima que el 89,9% de las mujeres que no fumaron en un embarazo previo se mantuvieron como no fumadoras en su embarazo posterior. Entre las fumadoras que no abandonaron el hábito en un embarazo anterior, el 36,8% no fumó o dejó de hacerlo en el embarazo siguiente. Entre las mujeres que habían dejado de fumar en un embarazo anterior, el 51,2% se mantuvo como no fumadora, mientras que el 48,8% recayó en un embarazo posterior. Sin embargo, dentro del grupo de recaída, la probabilidad de abandonar una vez más fue de $0,199/0,488=40,8\%$.

Discusión

Desde el año 2005, Uruguay se ha embarcado en una campaña de control del tabaco a nivel nacional sin precedentes. Con el fin de evaluar el impacto de la misma, analizamos un completo registro nacional de embarazos que culminaron en nacidos vivos entre 2007 y 2012. Nos enfocamos en la cesación de fumar de mujeres que auto-reportaron hacerlo en cualquier momento durante el embarazo, así como en las consecuencias de dejar de fumar en el peso del recién nacido. Observamos un aumento notable en la proporción de fumadoras embarazadas que habían dejado al tercer trimestre, del 15% en 2007 al 42% en 2012 (Figura 3). En los análisis econométricos para datos individuales de casi 29.000 fumadoras embarazadas, encontramos que la campaña antitabaco, considerada en su conjunto, fue la gran responsable de dicho aumento en las tasas de abandono. Identificamos un impacto cuantitativo de los precios, con una elasticidad estimada de abandono del orden de 0,4, similar a la observada en estudios de demanda a nivel de la población en general. Sin embargo, encontramos que los aumentos de precios explican solo

una pequeña proporción del aumento de la cesación de fumar durante el embarazo (Figura 5). Esto se debió en gran parte a la reacción de la industria del tabaco, la cual respondió a los aumentos de impuestos y a otro tipo de políticas moderando sus precios antes de impuestos. De hecho, casi la totalidad del incremento observado en las tasas de abandono entre 2007 y 2012 puede explicarse por una serie de medidas nacionales antitabaco no asociadas al precio, incluidas las rondas rotativas de pictogramas con advertencias en los paquetes de cigarrillos, la prohibición de casi toda la publicidad del tabaco, y la restricción a una "única presentación" por marca (Figuras 1 y 2). En particular, esta última medida parece haber tenido el mayor impacto cuantitativo en las tasas de cesación (Tabla 1). En base a nuestros resultados, la regla de "presentación única" en combinación con la tercera ronda de pictogramas tuvo un impacto cuantitativo equivalente a un aumento de 168% en el precio real del cigarrillo.⁵

Numerosos estudios económicos de los determinantes del consumo de tabaco se han centrado en los efectos de dos factores: los precios y las restricciones de fumar en espacios públicos y espacios de trabajo privados. Especialistas en marketing y psicología del consumidor han llevado a cabo muchos estudios experimentales sobre la influencia del diseño del paquete de cigarrillos en las percepciones de los fumadores. Consideramos que realizamos un avance respecto a las evaluaciones económicas previas, al analizar el impacto de medidas de control del tabaco, no únicamente asociadas al precio, en una base de datos individuales de carácter nacional.

Al analizar el subconjunto de mujeres con más de un embarazo, documentamos la presencia de reincidencia significativa. Durante el 2007-2012, alrededor de la mitad de las mujeres que habían dejado de fumar al tercer trimestre declararon fumar al inicio de la atención prenatal en un embarazo posterior. Una proporción significativa de las que recayeron volvieron a abandonar el hábito durante el siguiente embarazo (Tabla 3). Lamentablemente no disponemos de datos suficientes para determinar si la tasa de recaída después de dar a luz cambió con el tiempo. Sin embargo, nuestros análisis del impacto en el peso al nacer indican que el haber dejado de fumar para el tercer trimestre, aunque no fuera permanente, tuvo un impacto

⁵ En la Tabla 1 se observa que el impacto de la política antitabaco $k = 3$ en la probabilidad de cesación fue $\hat{\beta}_3 = 0.141$, el cambio marginal de un cambio en el logaritmo del precio real $\hat{\delta} = 0.143$. Por lo tanto, el impacto de la política $k = 3$ es equivalente a multiplicar el precio real por $\exp(\hat{\beta}_3/\hat{\delta}) = 2.68$.

considerable en la salud neonatal. De todos modos, la cesación definitiva del consumo de tabaco sigue siendo un importante objetivo de salud pública.

La desaceleración en la tendencia al alza de la tasa de abandono después de 2010 (Figura 3) es consistente con los rendimientos marginales decrecientes de las políticas antitabaco. Una posible interpretación, centrada en el margen extensivo, es que durante el período de cinco años transcurridos entre 2007 y 2012, se agotó gradualmente la sub-población de mujeres en edad reproductiva más susceptibles a las políticas antitabaco. Otra interpretación, centrada en el margen intensivo, es que cada medida sucesiva de control del tabaco tuvo un impacto marginal más pequeño en cada mujer. En base a nuestras estimaciones, es posible afirmar que las medidas nacionales distintas del precio que entraron en vigor en 2007-2009 tuvieron efectos sustancialmente mayores en la decisión de dejar de fumar que las posteriores (Tabla 1). Sin embargo, no podemos determinar a partir de este estudio dos contrafactuales críticos: cuál hubiera sido el impacto en la cesación si el orden de estas medidas hubiese sido distinto o si los intervalos de tiempo entre ellas hubiese sido mayor.

La Tabla 1 muestra que la combinación de la regla de la presentación única y la tercera ronda de pictogramas aumentó la tasa de abandono en 14,1 puntos porcentuales. Este coeficiente fue significativamente mayor que el estimado para la segunda ronda (7,9 puntos porcentuales), la prohibición de casi toda la publicidad (7,7 puntos porcentuales), la regla del 80% combinada con la cuarta ronda (2,9 puntos porcentuales) y la quinta ronda (3,1 puntos porcentuales). Como mencionamos anteriormente, lamentablemente no es posible distinguir muchas de las políticas por haber entrado en vigencia en el mismo momento del tiempo (Figura 1). Así, por ejemplo, a menos que hiciéramos fuertes supuestos sobre el impacto medio común de las rondas de pictogramas, no podríamos distinguir el efecto de la regla de la presentación única de la tercera ronda, ni el de la regla del 80% de la cuarta ronda. Sin embargo, hay razones para creer que la presentación única fue en sí misma una medida de gran importancia. Un fabricante que anteriormente comercializaba variedades de color rojo y oro de la misma marca tuvo que elegir entre ambas, enajenando así a uno u otro grupo de clientes leales.

Por otra parte, consideramos que las medidas de control del tabaco adoptadas por el gobierno uruguayo no están mayormente sujetas a endogeneidad política. Una vez que la legislatura de Uruguay ratificó el Convenio Marco para el Control del Tabaco, el Ministerio de Salud Pública siguió esencialmente una hoja de ruta establecida en el Convenio Marco. Por otro

lado, encontramos fuerte evidencia de que los fabricantes de tabaco respondieron de hecho endógenamente a las políticas gubernamentales. En particular, la industria redujo el precio en respuesta a las medidas de control del tabaco decretadas durante el período 2007-2009 (Cuadro 1). Este tipo de comportamiento se ha documentado anteriormente para EE.UU., donde se observó respuestas endógenas de la industria ante subida de los impuestos estatales y nacionales (Harris 1987, Harris, Connolly et al. 1996).

A nivel individual, los programas para dejar de fumar implementados a partir de convenios entre el proveedor de salud y el FNR tuvieron un efecto significativo sobre la probabilidad de dejar de fumar (Tabla 1). Sin embargo, la relativamente baja penetración de estos programas, así como su relativo descenso en el período, dio lugar a un impacto atribuible pequeño a nivel de esta población (Figura 5). Nuestros resultados sugieren que una mayor focalización de estos programas en esta población de riesgo, así como un mayor reclutamiento de pacientes fumadoras, podrían tener una alta efectividad. De todos modos, no podemos abordar aquí la relación costo-efectividad de estos programas en relación con las políticas a nivel nacional.

Como se señaló anteriormente, algunos economistas han sugerido que el impacto de dejar de fumar durante el embarazo sobre el peso al nacer, estimado a partir de bases de datos de corte transversal, está sobreestimado debido a la presencia de heterogeneidad no observada. Por ejemplo, mujeres que tienden a involucrarse en comportamientos riesgosos continuarán fumando durante el embarazo y tendrán bebés de menor peso. Sin embargo, la presencia de heterogeneidad no observada también puede resultar en una subestimación del impacto de dejar de fumar. Así, una mujer que se encuentra con complicaciones en el tercer trimestre, como retraso del crecimiento intrauterino, dejará de fumar y tendrá un bebé de menor peso. Nuestra estimación por MCO del efecto de dejar de fumar en el peso al nacer fue de 122 gramos (IC del 95%, 108-136). Cuando utilizamos las políticas de control del tabaco de Uruguay como instrumentos para dejar de fumar, nuestra estimación por MC2E resultó en un impacto de 163 gramos (IC del 95 %, 40-285). Mientras que nuestra estimación por MC2E refuerza la conclusión de que dejar de fumar durante el embarazo, incluso en el tercer trimestre, tiene un efecto positivo significativo en el peso al nacer, el amplio intervalo de confianza no permite extraer conclusiones definitivas acerca de la dirección del sesgo.

Limitaciones del estudio

Nuestro estudio tiene varias limitaciones. En primer lugar, no hemos podido evaluar los impactos de las medidas de control de tabaco previas al 2007, dado que como mencionamos anteriormente, el viejo registro del SIP no registraba la condición de fumar por trimestre del embarazo. Solo el 15% de las mujeres embarazadas dejó de fumar durante el tercer trimestre en el año 2007 (Gráfico 3). Este hallazgo podría sugerir que las medidas promulgadas antes de 2007 - incluyendo la primera ronda de pictogramas y los decretos nacionales sobre los espacios públicos y privados libres de humo, las cuales entraron en vigor en 2006 (Figura 1) - tuvieron poco o ningún efecto en la tasa de cesación de fumar. Sin embargo, nuestro análisis de las mujeres con embarazos múltiples (Apéndice C) mostró una tasa extremadamente baja de dejar de fumar antes de la iniciación de la campaña de control del tabaco a nivel nacional en 2005. Del mismo modo, un estudio para una cohorte de 716 embarazadas atendidas en dos maternidades de la capital del país, que fueron entrevistadas entre enero y mayo de 2005, mostró que sólo el 5,2% dejó de fumar durante el embarazo (Althabe, Colomar et al. 2008).

En segundo lugar, disponemos solo de variación temporal para el precio real de los cigarrillos en todo el país que se venden legalmente, no existiendo datos confiables para el precio de los cigarrillos de contrabando. Para encarar este problema, construimos una variable binaria para los centros de salud ubicados a lo largo de las fronteras internacionales con Argentina y Brasil, donde la mayor posibilidad de contrabando podría resultar en ventas a precios más bajos. La interacción de dicha variable binaria con el precio no tuvo ningún efecto significativo sobre la tasa de abandono (ver Apéndice D, Tabla D1, Columna (4)).

Por otra parte, los datos sobre tabaquismo son auto-reportados. El uso de este tipo de datos puede conducir potencialmente a errores de medición. Aunque varios autores han encontrado una fuerte correlación entre el auto-reporte y las mediciones objetivas de metabolitos de nicotina (Castellanos, Muñoz et al. 2000, Althabe, Colomar et al. 2008, Himes, Stroud et al. 2013), consideramos que la campaña de control del tabaco de Uruguay pudo haber incrementado la presión social para una mujer embarazada de negar su condición de fumadora ante la pregunta de su obstetra. Si una fumadora embarazada negó falsamente fumar en todo el embarazo, desde su primera visita prenatal en adelante, ella no entraría en nuestra muestra analítica de fumadoras. Si, por el contrario, admitió fumar al principio, pero luego declaró falsamente haber dejado, la inclusión de su caso tendería a exagerar la tasa de cesación.

Finalmente, nuestro análisis no toma en cuenta el crecimiento sustancial en el ingreso real per cápita que tuvo lugar en Uruguay durante 2007-2012 (Banco Mundial 2013). Tampoco se consideran los posibles cambios en las actitudes y percepciones sobre los riesgos de fumar independientes de los producidos por la campaña antitabaco de Uruguay. En la medida en que los cigarrillos son un bien normal, el aumento de los ingresos tendería a aumentar la demanda y por lo tanto a disminuir las tasas de cesación. En este sentido, Argentina, país frontera con idioma y cultura comunes, experimentó un aumento comparable de los ingresos reales durante este período, pero no implementó una campaña antitabaco a nivel nacional sino hasta el año 2011. Como hemos señalado anteriormente, el consumo de cigarrillos entre los adolescentes y la población en general se redujo mucho más en Uruguay que en Argentina (Abascal, Esteves et al. 2012).

Conclusiones

Una serie de medidas de control del tabaco a nivel nacional adoptadas en Uruguay se asociaron con un marcado incremento en la proporción de fumadoras embarazadas que habían dejado de fumar al tercer trimestre, de 15% en 2007 a 42% en 2012. La evidencia acumulada apunta fuertemente a una relación causal. En un estudio econométrico de datos a nivel individual derivados de un registro nacional completo de embarazos durante 2007-2012, se estimó la contribución cuantitativa de cada una de las principales políticas antitabaco. Estas incluyeron el establecimiento de programas para el tratamiento de la dependencia de la nicotina en los centros de salud, la Ley de Control del Tabaco, que prohíbe casi toda la publicidad, los cambios de precio de los cigarrillos a través de aumentos de impuestos, una serie de rondas de pictogramas rotativos en los paquetes, la prohibición de múltiples presentaciones de la misma marca, y un aumento en el tamaño de los pictogramas al 80 % en la parte frontal y posterior de cada paquete. Aunque encontramos que cada una de estas políticas tuvo un impacto significativo en la tasa de dejar de fumar durante el embarazo, dominaron las políticas no relacionadas con los precios.

Nuestros resultados tienen implicaciones importantes para futuras investigaciones y para el futuro diseño de las políticas de control del tabaco. Aunque teníamos datos suficientes para identificar las contribuciones individuales de las políticas de precios y no precios de control del tabaco, no fue posible evaluar las posibles sinergias entre ellas. Tampoco fue posible abordar las cuestiones relacionadas con el orden y el espaciamiento temporal de las políticas antitabaco.

Estos deben ser el foco de investigaciones futuras. Al mismo tiempo, nuestros resultados apoyan firmemente la posición de que las políticas no relacionadas con el precio pueden desempeñar un rol importante en la reducción del consumo de tabaco. Tales políticas incluyen no solo aquellas destinadas directamente a los consumidores, sino también a las implementadas a través de los centros de salud.

Agradecimientos

Reconocemos los valiosos aportes de Winston Abascal, Rafael Aguirre, Wanda Cabella, Fernando Esponda, Elba Estévez, Marínés Figueroa, Ana Lorenzo, Luis Mainero y Giselle Tomasso. Las opiniones expresadas en este documento son nuestras y sólo nuestras.

Apoyo Financiero

Agradecemos el apoyo financiero de la Fundación Bloomberg a través de una subvención sin restricciones al Ministerio de Salud Pública de Uruguay. Ni la Fundación Bloomberg ni el Ministerio de Salud Pública ejercieron ninguna influencia en la realización de este estudio o en la redacción de este manuscrito.

Conflictos de Interés

No tenemos conflictos de intereses que declarar.

Contribuciones de autor

Los tres coautores contribuyeron a la conceptualización y el diseño de este estudio, al análisis de los datos y a la redacción de este informe.

Tablas principales

Tabla 1. La decisión de dejar de fumar: principales resultados ^{a,b}

Variable dependiente	MCO	MC2E	
	Cesación de fumar (1)	Primera etapa: Log precio real (2)	Segunda etapa: Cesación de fumar (3)
Log precio real por paquete	0,070 (0,052)		0,143** (0,061)
Segunda ronda pictogramas	0,081*** (0,023)	-0,088*** (0,004)	0,079*** (0,024)
Ley control del tabaco	0,073*** (0,019)	-0,027*** (0,001)	0,077*** (0,019)
Tercera ronda pictogramas/única presentación	0,152*** (0,027)	-0,036*** (0,005)	0,141*** (0,028)
Cuarta ronda pictogramas/regla 80%	0,038*** (0,010)	0,030*** (0,002)	0,029*** (0,011)
Quinta ronda pictogramas	0,028*** (0,008)	0,004*** (0,001)	0,031*** (0,008)
Convenio FNR	0,047** (0,021)	-0,009*** (0,002)	0,047** (0,020)
Log impuesto real por paquete		0,501*** (0,007)	
Características maternas y del embarazo	si	si	si
Efectos fijos por lugar de control	si	si	si
Constante	-0,314 (0,212)	2,316 (0,028)***	-0,604** (0,246)

a. Coeficientes y errores estándares robustos en paréntesis. *** = $p < 0,01$; ** = $p < 0,05$; * = $p < 0,10$

b. Basado en una muestra de 28.597 fumadoras embarazadas durante 2007–2012.

Tabla 2. Peso al nacer: resultados principales ^{a,b,c}

Variable dependiente	MCO	MC2E	
	Peso al nacer	Primera etapa Cesación de fumar	Segunda etapa Peso al nacer
	(1)	(2)	(3)
Cesación de fumar	122,102*** (7,250)		162,735*** (62,505)
Segunda ronda de pictogramas		0,067*** (0,025)	
Ley control del tabaco		0,073*** (0,019)	
Tercera ronda pictogramas/ única presentación		0,137*** (0,029)	
Cuarta ronda de pictogramas/ regla 80%		0,033*** (0,010)	
Quinta ronda de pictogramas		0,031*** (0,008)	
Convenio FNR		0,048** (0,021)	
Log impuesto real por paquete		0,071** (0,031)	
Características maternas y del embarazo	si	si	si
Efectos fijos por lugar de control	si	si	si
Constante	2923,694*** (40,256)	-0,272** (0,108)	2912,188*** (44,052)

a. Coeficientes y errores estándares robustos en paréntesis. *** = $p < 0,01$; ** = $p < 0,05$; * = $p < 0,10$

b. Basado en una muestra de 28.563 fumadoras embarazadas durante 2007–2012.

c. Prueba de debilidad y sobre-identificación de instrumentos, ver notas Tabla A3.

Tabla 3. Impacto de cada política antitabaco, media poblacional

Política	Primera etapa Coeficiente	Cambio medio	Impacto en la Cesación	Impacto en el peso al nacer
	(1)	(2)	(3)	(4)
Segunda ronda pictogramas	0,067	0,105	0,007	1,1
Ley control del tabaco	0,073	0,964	0,070	11,5
Tercera ronda pictogramas/ única presentación	0,137	0,877	0,120	19,6
Cuarta ronda pictogramas/ regla 80%	0,033	0,654	0,022	3,5
Quinta ronda pictogramas	0,031	0,209	0,006	1,1
Convenio FNR	0,048	0,038	0,002	0,3
Log impuesto real por paquete	0,071	0,866	0,061	10,0
Efecto Total			0,289	47,1

(1) De Tabla 2, Columna (2)

(2) Media muestral 2007–2012 menos valor base de fines 2006

(3) Columna (1) × Columna (2)

(4) Columna (3) × 163 gramos (de Tabla 2, Columna (3))

Tabla 4. Transición de probabilidades durante 2007–2012.^a

	<i>Nunca fumó^b</i>	<i>Fumó y dejó^c</i>	<i>Fumó y nunca dejó^d</i>	<i>Número de transiciones^e</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Nunca dejó</i>	0,899	0,037	0,064	15.134
<i>Fumó y dejó</i>	0,512	0,199	0,289	1.024
<i>Fumó y nunca dejó</i>	0,252	0,116	0,632	3.038

- a. Calculado a partir de 37.521 registros de 18.325 mujeres con al menos dos partos, representando un total de 19.196 transiciones entre embarazos. Las filas representan el estado de fumar en el embarazo anterior. Las columnas (1) a (3) representan para la misma mujer su estado de fumar en el siguiente embarazo. La columna (4) muestra el número de transiciones entre embarazos. En cada fila, las probabilidades de transición de las columnas (1) a (3) suman 1, pudiendo estar sujeto a errores de redondeo.
- b. Registrada como no fumadora en sus tres trimestres de embarazo.
- c. Registrada como fumadora en al menos un trimestre, pero como no fumadora en el tercer trimestre.
- d. Registrada como fumadora en al menos un trimestre, pero fuma o se desconoce su estado de fumar en el tercer trimestre.
- e. El número total de transiciones entre embarazos (19.196) supera el número total de mujeres (18.325), ya que algunas mujeres tenían más de dos embarazos durante 2007-2012.

Figuras

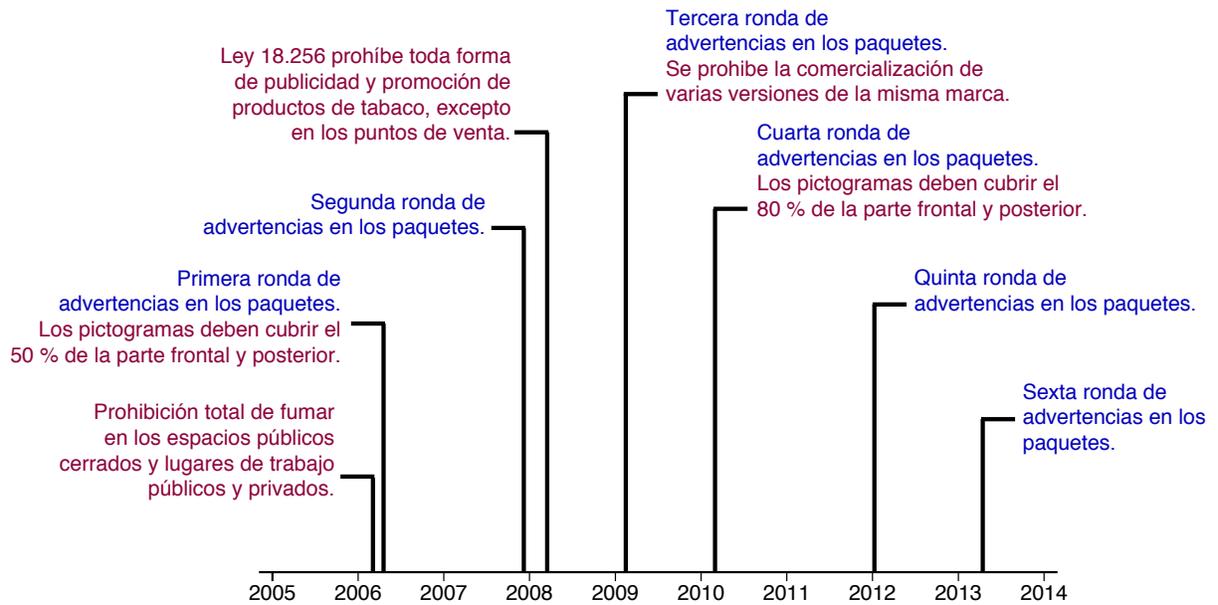


Figura 1. Eje Temporal de las Principales Medidas de Control de Tabaco distintas a los Precios. El texto en azul refiere a las fechas límites de entrada en vigencia de cada una de las seis rondas de pictogramas rotativos, mientras que el texto en rojo refiere a las otras medidas de control de tabaco.



Figura 2. Eje Temporal de las Seis Rondas de Pictogramas Rotativos. Cada ronda muestra solo una de las varias imágenes exigidas. El tamaño relativo de las imágenes en la figura corresponde a su tamaño relativo en cada paquete, con las últimas tres rondas reflejando el aumento requerido de 50% a 80% del frente y dorso de la superficie.

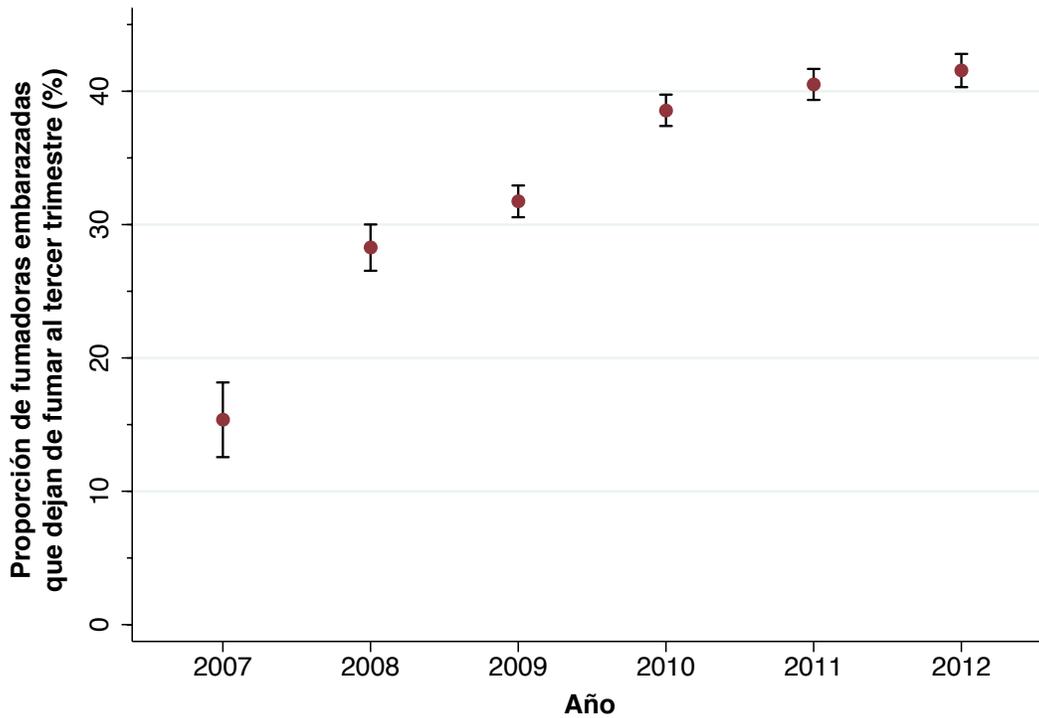


Figura 3. Proporción Anual de Fumadoras Que Habían Dejado de Fumar al Tercer Trimestre. Los datos están graficados en relación al año que contiene la fecha promedio del tercer trimestre de cada mujer. Las barras verticales representan el intervalo de confianza al 95%. Las estimaciones surgen de las regresiones de la Tabla 1 en base a una muestra analítica de 28.597 observaciones.

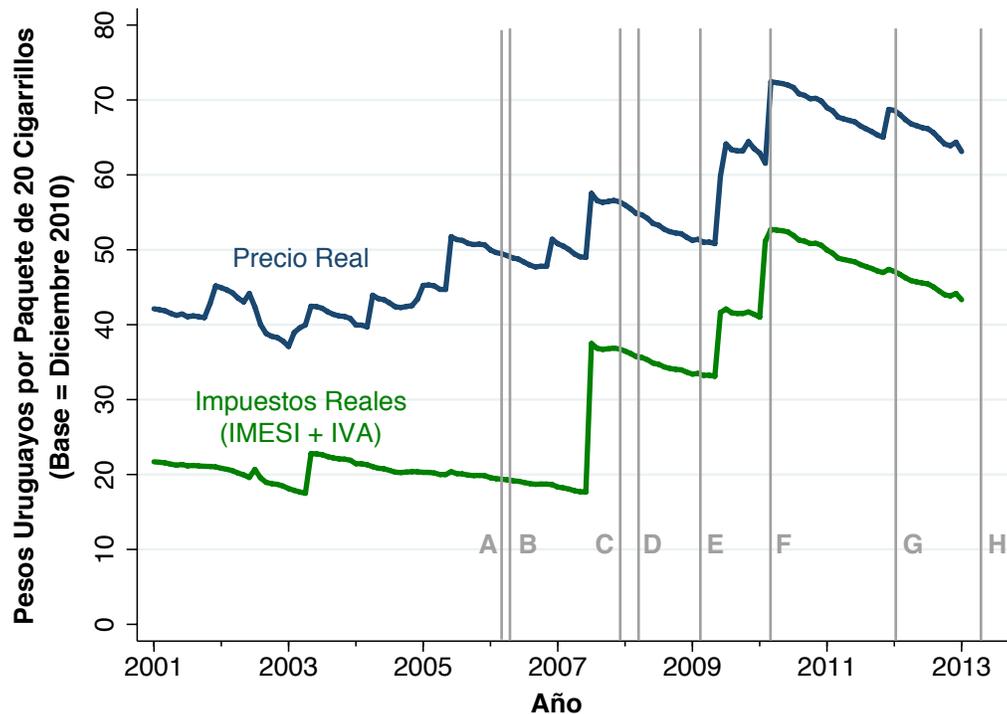


Figura 4. Precio Real e Impuestos Reales por Paquete de 20 Cigarrillos, 2001-2012. Las líneas verticales muestran la distribución temporal de las medidas de políticas nacionales distintas de los precios, descritas en la Figura 1. A: Prohibición de fumar en todos los espacios públicos cerrados y todos los espacios de trabajo públicos y privados. B: 1ª ronda de pictogramas rotativos. C: 2ª ronda de pictogramas rotativos. D: Ley de control de tabaco. E: 3ª ronda de pictogramas rotativos; marcas limitadas a una única presentación. F: 4ª ronda de pictogramas rotativos; advertencias deben cubrir 80% del frente y dorso. G: 5ª ronda de pictogramas rotativos. H: 6ª ronda de pictogramas rotativos.

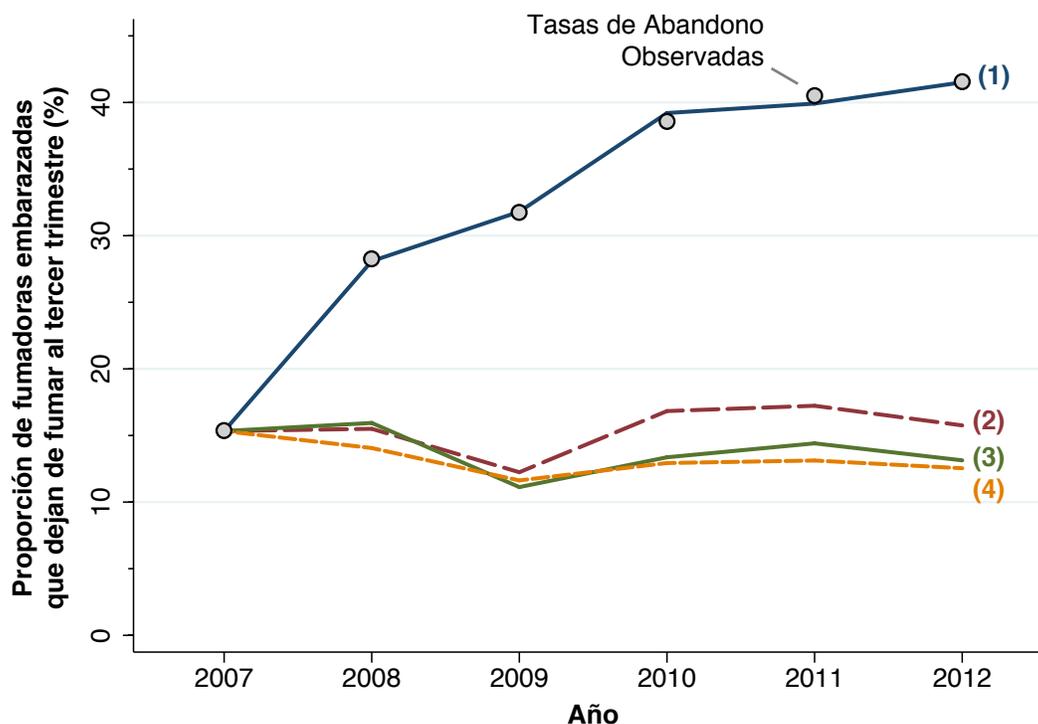


Figura 5. Descomposición de los Efectos de los Grupos de Variables Explicativas en la Tasa de Cesación, 2007-2012. Todos los datos están graficados de acuerdo al año correspondiente al tercer trimestre de embarazo de cada mujer. Los círculos muestran las tasas de cesación de fumar observadas. La línea (1) muestra los valores predichos de nuestro modelo de MC2E, dado por la columna 3 de la Tabla 1. Las otras líneas, cada una distinguida por un número entre paréntesis, muestran la predicción de la tasa de cesación al mantener constante en forma sucesiva los siguientes grupos de variables explicativas en sus valores medios del 2007: (2) todas las políticas de control de tabaco diferentes del precio; (3) el precio real del tabaco; (4) la presencia de un acuerdo para el tratamiento del tabaquismo, así como otras características maternas diferentes de los efectos fijos por centro de atención prenatal.

Apéndice A. La decisión de dejar de fumar: Estadísticas descriptivas y resultados de las regresiones

Tabla A1. Estadísticas descriptivas de la muestra de fumadoras embarazadas, 2007–2012.^a

Nombre de la variable ^b	Definición de la variable ^{c, d, e}	Media	Desviación estándar
Variables de resultado			
QUIT *	No fuma en el tercer trimestre	0,368	0,482
BIRTH WEIGHT	Peso al nacer	3157	556
Variables de precio			
LOGPRICE	Logaritmo del precio real por paquete (Pesos uruguayos base Dic. 2010)	4,162	0,100
LOGTAX	Logaritmo de los impuestos reales por paquete (Pesos uruguayos base Dic. 2010) [†]	3,792	0,154
Medidas antitabaco			
ROUND2 *	Segunda ronda pictogramas (8-Dic-2007)	0,105	0,307
LAW *	Ley control del tabaco (6-Mar-2008)	0,964	0,187
ROUND3_SINGLE *	Tercera ronda pictogramas y regla única presentación (14-Feb-2009)	0,877	0,329
ROUND4_80PCT *	Cuarta ronda pictogramas y requerimiento 80% (28-Feb-2010)	0,655	0,476
ROUND5 *	Quinta ronda pictogramas (07-Ene-2012)	0,209	0,407
Variables a nivel de proveedor de salud			
AGREEMENT *	El lugar de control prenatal tiene un convenio con el FNR el año del nacimiento	0,254	0,435
Características maternas			
TRIM1 *	Controles prenatales iniciados en el primer trimestre	0,574	0,494
AGE<16 *	Edad < 16 años	0,016	0,127
AGE17–19 *	Edad 17–19 años	0,155	0,361
AGE20–34 *	Edad 20–34 años §	0,726	0,446
AGE35–39 *	Edad 35–39 años	0,079	0,270
AGE40+ *	Edad 40 años o más	0,023	0,151
ABORT *	Al menos un aborto previo	0,206	0,405
ABORT_MISS *	Sin dato sobre abortos previos	0,105	0,307
EDUC_PRIM *	No completó educación secundaria §	0,357	0,479
EDUC_SEC *	Completó educación secundaria	0,568	0,495
EDUC_UNIV *	Completó educación universitaria	0,052	0,222
EDUC_MISS *	Sin dato sobre nivel máximo de educación alcanzado	0,023	0,151
STAT_SINGLE *	Soltera	0,244	0,429
STAT_MARRIED *	Casada §	0,165	0,371
STAT_COHABIT *	Unión libre	0,577	0,494
STAT_OTHER *	Otro estado civil	0,015	0,120

STAT_MISS *	Sin dato sobre estado civil	0,040	0,197
PREECLAMP *	Pre-eclampsia durante embarazo	0,020	0,141
PREECLAMP_MISS *	Sin dato sobre pre-eclampsia	0,191	0,393
ECLAMPسيا *	Eclampsia durante embarazo	0,001	0,029
ECLAMPسيا_MISS *	Sin dato sobre eclampsia	0,192	0,394
DIABETES *	Historia previa de diabetes	0,026	0,159
DIABETES_MISS *	Sin dato sobre diabetes	0,193	0,395
HYPERT *	Historia previa de hipertensión	0,016	0,125
HYPERT_MISS *	Sin datos sobre hipertensión	0,191	0,393
MALE *	Recién nacido hombre	0,510	0,500
GENDER_MISS *	Sin dato sobre sexo recién nacido	0,003	0,054
DELIV0 *	Sin partos previos §	0,369	0,482
DELIV1 *	Un parto previo	0,268	0,443
DELIV2 *	Dos partos previos	0,160	0,367
DELIV3 *	Tres partos previos	0,089	0,285
DELIV4+ *	Cuatro o más partos previos	0,113	0,317
DELIV_MISS *	Sin dato sobre partos previos	0,086	0,281
BMI<18.5 *	Índice de masa corporal (IMC) previo al embarazo < 18.5	0,087	0,282
BMI18.5–24.9 *	$18.5 \leq \text{IMC} < 25$ §	0,724	0,447
BMI25–29.9 *	$25 \leq \text{IMC} < 30$	0,131	0,338
BMI30+ *	$30 \leq \text{IMC}$	0,058	0,234
BMI_MISS *	Sin dato sobre IMC previo al embarazo	0,211	0,408
ALCOHOL *	Uso de alcohol durante el embarazo ‡	0,030	0,172
DRUGS *	Uso de drogas durante el embarazo ‡	0,041	0,198
CHPR *	Recibió atención prenatal en el Centro Hospitalario Pereira Rossell, la mayor maternidad pública del Uruguay ‡	0,117	0,322
FRONTIER *	Lugar de control prenatal está en la frontera con Brasil o Argentina ‡	0,069	0,253

a. Basado en una muestra de 28.597 embarazadas fumadoras durante 2007–2012, para las cuales las principales variables fueron observadas.

b. Variables binarias son marcadas con (*).

c. Variables omitidas de referencia marcadas con (§).

d. Variables usadas en especificaciones alternativas marcadas con (‡).

e. Variables instrumentales marcadas con (†).

Tabla A2. Resultados de las regresiones: Probabilidad de dejar de fumar en el tercer trimestre. ^a

Variable dependiente ^b	MCO	MC2E	
	QUIT	Primera etapa LOGPRICE	Segunda etapa QUIT
	(1)	(2)	(3)
LOGPRICE	0,070 (0,052)		0,143** (0,061)
ROUND2	0,081*** (0,023)	-0,088*** (0,004)	0,079*** (0,024)
LAW	0,073*** (0,019)	-0,027*** (0,001)	0,077*** (0,019)
ROUND3_SINGLE	0,152*** (0,027)	-0,036*** (0,005)	0,141*** (0,028)
ROUND4_80PCT	0,038*** (0,010)	0,030*** (0,002)	0,029*** (0,011)
ROUND5	0,028*** (0,008)	0,004*** (0,001)	0,031*** (0,008)
AGREEMENT	0,047** (0,021)	-0,009*** (0,002)	0,047** (0,020)
AGE<16	-0,005 (0,023)	0,002 (0,002)	-0,005 (0,023)
AGE17-19	-0,022*** (0,008)	0,000 (0,001)	-0,022*** (0,008)
AGE35-39	0,006 (0,010)	-0,000 (0,001)	0,006 (0,010)
AGE40+	-0,004 (0,018)	0,001 (0,001)	-0,004 (0,018)
TRIM1	0,069*** (0,006)	-0,001 (0,000)	0,069*** (0,006)
ABORT	-0,013* (0,007)	-0,001 (0,000)	-0,013* (0,007)
ABORT_MISS	0,014 (0,011)	-0,001 (0,001)	0,014 (0,011)
EDUC_SEC	0,063*** (0,006)	0,000 (0,000)	0,063*** (0,006)
EDUC_UNIV	0,117*** (0,015)	0,001 (0,001)	0,117*** (0,014)
EDUC_MISS	-0,028 (0,018)	-0,001 (0,002)	-0,028 (0,018)
BMI<18.5	-0,050***	0,000	-0,049***

	(0,010)	(0,001)	(0,010)
BMI25–29.9	0,026***	-0,001	0,026***
	(0,008)	(0,001)	(0,008)
BMI30+	0,025**	-0,002**	0,025**
	(0,012)	(0,001)	(0,012)
BMI_MISS	-0,041***	0,000	-0,041***
	(0,007)	(0,001)	(0,007)
STAT_COHABIT	-0,026***	-0,000	-0,026***
	(0,009)	(0,001)	(0,009)
STAT_SINGLE	-0,047***	-0,000	-0,047***
	(0,010)	(0,001)	(0,010)
STAT_OTHER	-0,032	-0,001	-0,032
	(0,023)	(0,002)	(0,023)
STAT_MISS	-0,039**	-0,002*	-0,039**
	(0,017)	(0,001)	(0,016)
PREECLAMP	0,077***	0,001	0,077***
	(0,021)	(0,001)	(0,021)
PREECLAMP_MISS	0,001	0,001	0,002
	(0,060)	(0,004)	(0,060)
DELIV1	-0,111***	-0,000	-0,111***
	(0,008)	(0,001)	(0,008)
DELIV2	-0,154***	-0,001	-0,154***
	(0,009)	(0,001)	(0,009)
DELIV3	-0,192***	-0,000	-0,192***
	(0,011)	(0,001)	(0,011)
DELIV4+	-0,227***	-0,001	-0,226***
	(0,010)	(0,001)	(0,010)
DELIV_MISS	-0,029**	-0,000	-0,029**
	(0,015)	(0,001)	(0,015)
DIABETES	0,050***	-0,002**	0,050***
	(0,017)	(0,001)	(0,017)
DIABETES_MISS	-0,061**	-0,005	-0,062**
	(0,029)	(0,003)	(0,029)
HYPERT	0,004	0,003*	0,004
	(0,022)	(0,001)	(0,022)
HYPERT_MISS	-0,030	0,010**	-0,031
	(0,044)	(0,004)	(0,044)
ECLAMPSIA	0,035	-0,007	0,035
	(0,100)	(0,006)	(0,100)
ECLAMPSIA_MISS	0,100	-0,008	0,100

	(0,072)	(0,006)	(0,071)
MALE	-0,006	-0,000	-0,006
	(0,005)	(0,000)	(0,005)
GENDER_MISS	-0,026	0,001	-0,026
	(0,044)	(0,004)	(0,044)
LOGTAX		0,501***	
		(0,007)	
Efectos fijos por lugar de control	si	si	si
Constante	-0,314	2,316	-0,604**
	(0,212)	(0,028)***	(0,246)

a. Coeficientes y errores estándares robustos entre paréntesis. *** = $p < 0,01$; ** = $p < 0,05$; * = $p < 0,10$
b. Para la definición de cada variable ver Tabla A1. N=28.597 embarazadas fumadoras durante 2007–2012.

Tabla A3. Resultados de la regresión de Peso al Nacer^a

Variable dependiente ^b	MCO Peso al nacer (1)	MC2E	
		Primera etapa ^c Cesación de fumar (2)	Segunda etapa Peso al nacer (3)
QUIT	122,102*** (7,250)		162,735*** (62,505)
AGE<16	-54,738** (24,772)	-0,004 (0,023)	-54,577** (24,756)
AGE17–19	-10,520 (9,594)	-0,022*** (0,008)	-9,629 (9,693)
AGE35–39	-85,849*** (13,556)	0,007 (0,010)	-86,212*** (13,532)
AGE40+	-113,309*** (23,690)	-0,004 (0,018)	-112,984*** (23,623)
TRIM1	43,728*** (7,011)	0,069*** (0,006)	40,622*** (8,480)
ABORT	-14,744* (8,400)	-0,013** (0,007)	-14,200* (8,412)
ABORT_MISS	-24,987* (13,645)	0,013 (0,011)	-24,781* (13,632)
EDUC_SEC	37,730*** (7,356)	0,063*** (0,006)	35,050*** (8,425)
EDUC_UNIV	24,941 (17,009)	0,117*** (0,015)	19,931 (18,565)
EDUC_MISS	35,430 (23,374)	-0,029 (0,018)	36,633 (23,372)
BMI<18,5	-152,623*** (11,325)	-0,049*** (0,010)	-150,569*** (11,749)
BMI25–29,9	135,777*** (9,763)	0,026*** (0,008)	134,643*** (9,871)
BMI30+	192,759*** (15,787)	0,025** (0,012)	191,608*** (15,842)
BMI_MISS	-19,138** (9,109)	-0,041*** (0,007)	-17,154* (9,670)
STAT_COHABIT	-4,402 (10,533)	-0,026*** (0,009)	-3,600 (10,575)
STAT_SINGLE	-32,608*** (12,089)	-0,047*** (0,010)	-30,977** (12,311)

STAT_OTHER	-10,047 (29,022)	-0,032 (0,023)	-8,984 (28,969)
STAT_MISS	1,453 (19,660)	-0,039** (0,017)	3,065 (19,785)
PREECLAMP	-212,399*** (33,137)	0,077*** (0,021)	-215,436*** (33,387)
PREECLAMP_MISS	-17,404 (94,348)	0,002 (0,060)	-17,059 (93,851)
DELIV1	69,555*** (9,122)	-0,111*** (0,008)	74,099*** (11,391)
DELIV2	53,491*** (11,037)	-0,154*** (0,009)	59,724*** (14,566)
DELIV3	59,408*** (13,652)	-0,193*** (0,011)	67,208*** (17,898)
DELIV4+	80,339*** (13,815)	-0,226*** (0,010)	89,481*** (19,543)
DELIV_MISS	19,972 (17,150)	-0,030** (0,015)	21,234 (17,159)
DIABETES *	135,748*** (23,531)	0,049*** (0,017)	133,555*** (23,684)
DIABETES_MISS	-40,161 (36,161)	-0,063** (0,029)	-37,887 (36,249)
HYPERT	-66,089** (32,810)	0,004 (0,022)	-66,121** (32,726)
HYPERT_MISS	-99,849* (58,169)	-0,029 (0,044)	-98,554* (58,373)
ECLAMPSIA	-193,199 (134,957)	0,034 (0,101)	-195,069 (133,526)
ECLAMPSIA_MISS	176,203* (105,798)	0,100 (0,072)	173,702 (105,705)
MALE	100,402*** (6,378)	-0,006 (0,005)	100,665*** (6,382)
GENDER_MISS	-81,472 (73,056)	-0,064 (0,047)	-78,052 (72,969)
ROUND2		0,067*** (0,025)	
LAW		0,073*** (0,019)	
ROUND3_SINGLE		0,137*** (0,029)	

ROUND4_80PCT		0,033***	
		(0,010)	
ROUND5		0,031***	
		(0,008)	
AGREEMENT		0,048**	
		(0,021)	
LOGTAX		0,071**	
		(0,031)	
Efectos fijos por lugar de control	si	si	si
Constante	2923,694***	-0,272**	2912,188***
	(40,256)	(0,108)	(44,052)

a. Coeficientes y errores estándares robustos entre paréntesis, *** = P < 0,01; ** = P < 0,05; * = P < 0,10
b. Para la definición de cada variable ver Tabla A1. N= 28.563 embarazadas fumadoras durante 2007–2012.

c. Estadísticos de la primera etapa:

Pruebas de instrumentos débiles:

Estadístico Kleibergen-Paap Wald F(7, 28374) 61,13

Valores críticos de Stock-Yogo para instrumentos débiles (Stock y Yogo 2005)

Sesgo VI relativo máximo 5% 19,86

Sesgo VI relativo máximo 10% 11,29

Sesgo VI relativo máximo 20% 6,73

Sesgo VI relativo máximo 30% 5,07

Tamaño máximo VI 10% 31,5

Tamaño máximo VI 15% 17,38

Tamaño máximo VI 20% 12,48

Tamaño máximo VI 25% 9,93

Test de sobre-identificación de los instrumentos:

Estadístico J de Hansen 4,799

$\chi^2(6)$ P = 0,570

Apéndice B. Cálculo del precio real de los cigarrillos

Los círculos negros en la Figura B1 representan los valores medios mensuales del precio nominal de un paquete de cigarrillos de la marca más vendida –Nevada– de octubre de 2007 a mayo de 2013, derivados de una cadena grande de venta minorista online en Uruguay (Cavallo 2013). La línea con la etiqueta “*Precio Nominal al Por Menor*” muestra los valores predichos de una regresión del precio mensual promedio de Nevada respecto al componente del tabaco en el IPC, extendidos fuera de la muestra desde enero de 2001 a diciembre de 2012 (Instituto Nacional de Estadística 2013). La ecuación de regresión ajustada sin término constante fue: $NEVADA = 0,6985 \times IPC$ (error estándar de la pendiente = 0,00131, $R^2 = 0,91$).

Por su parte, la línea marrón con la etiqueta “*IMESI Nominal*” muestra el impuesto específico nominal mensual sobre el consumo por paquete (Impuesto Específico Interno o IMESI), basado en datos no publicados de la Dirección General Impositiva. La línea celeste con la etiqueta “*Impuestos Nominales IMESI + IVA*” agrega el impuesto al valor agregado o IVA al impuesto específico nominal mensual. El IVA se calcula como el 22% del precio, incluido el IMESI.

Antes de julio de 2007, los productos estaban exentos de IVA. Esta exclusión fue abruptamente eliminada con la reforma fiscal que entró en vigencia en ese mes (Ley 18.083). Durante junio y julio de 2007, el total de impuestos nominales se incrementó en aproximadamente 16 pesos uruguayos por paquete, mientras que el precio de venta nominal se incrementó en aproximadamente 7 pesos por paquete. Es decir, los proveedores absorbieron aproximadamente el 55% del aumento total de impuestos.

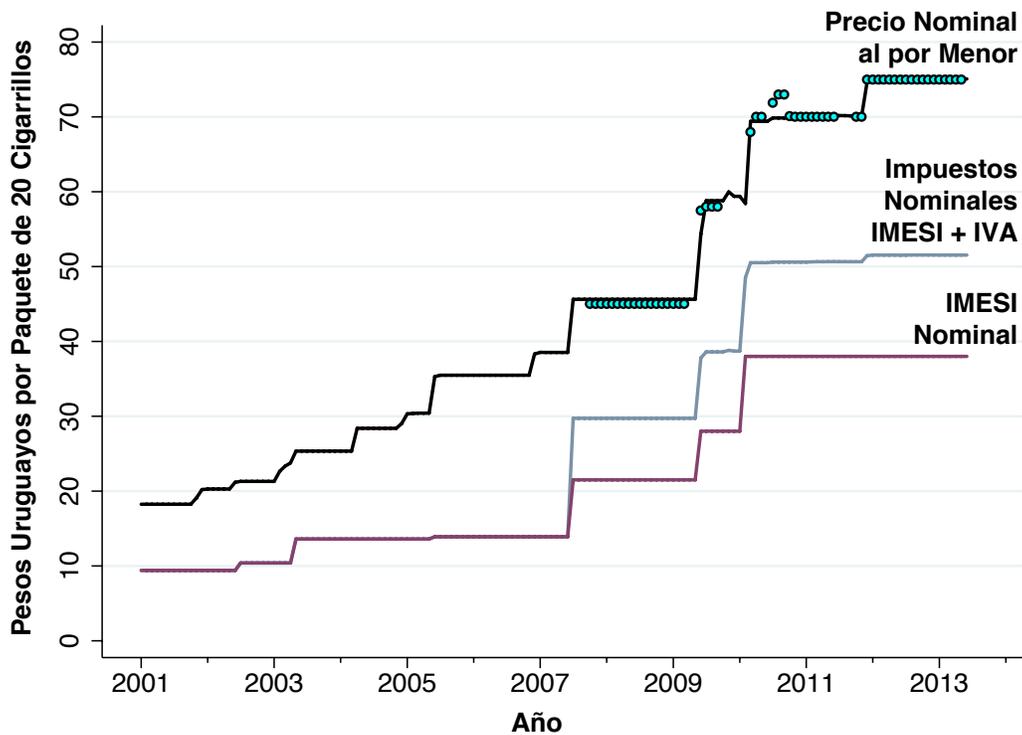


Figura B1. Precios Minoristas Nominales Estimados, Impuesto Nominal Estimado e Impuestos Totales por Paquete. Datos mensuales 2001-2012. Los círculos coloreados representan el precio minorista promedio nominal de un paquete de 20 cigarrillos Nevada entre octubre de 2007 y mayo de 2013. La línea negra que conecta los círculos arriba muestra los valores ajustados de una regresión del precio promedio de Nevada en el rubro tabaco del índice de precios del consumo, extendido hasta enero de 2001. Las líneas celeste y marrón muestran, respectivamente, el total de impuestos nominales y el impuesto específico nominal.

Apéndice C. Análisis de los potenciales sesgos de medición en las tasas de dejar de fumar

En este apéndice investigamos dos fuentes potenciales de sesgo en la medición de las tasas de cesación de fumar: el de no respuesta y el sesgo de selección debido a los cambios en el calendario de la primera visita prenatal.

Sesgo de no respuesta

La Figura C1 muestra las tendencias anuales durante 2000-2012 en la proporción de mujeres embarazadas que reportan fumar (“*Prevalencia*”, eje de la izquierda) y el promedio de la edad gestacional al momento de inicio de la atención prenatal (“*Semanas de gestación*”, eje de la derecha). Estas tendencias se representan en relación al año en el que la madre dio a luz. Los cálculos de prevalencia se basan en el hábito de fumar de la madre durante la primera visita prenatal, que eran los únicos datos sobre el tabaquismo notificados en el viejo sistema del SIP (2000-2006). Después de permanecer estable en aproximadamente 21% entre 2000-2005, la prevalencia del consumo de tabaco al inicio de la atención prenatal se redujo al 19% en el año 2006, al 17% en 2007 y al 16% en 2008. A partir de entonces, la prevalencia parece haber aumentado a aproximadamente 18% durante el período 2009-2012. Al mismo tiempo, la media de la edad gestacional al momento del inicio de la atención prenatal disminuyó progresivamente de 16,3 semanas en 2000 a 15,2 semanas en 2005, y a 11,5 semanas en 2012.

La Figura C2 reexamina la tendencia de la prevalencia del consumo de tabaco durante 2004-2012, pero con un calendario más refinado dividido en meses. Los puntos azules (“*Prevalencia*”, eje de la izquierda) muestran la proporción de mujeres embarazadas que informaron que en la actualidad fuman, según lo registrado en el momento de la primera visita prenatal. Por el contrario, los puntos de color rojo (“*Proporción Con Datos Faltantes*”, eje de la derecha) muestran la proporción de registros con datos faltantes en el consumo de tabaco al inicio de la atención prenatal. Ambas series de tiempo se grafican en relación al mes en que la madre dio a luz.

El aparente aumento de la prevalencia del consumo de tabaco durante el año 2009 (Figura C1) correspondió a un aumento discreto en la prevalencia del consumo de tabaco en abril de 2009 (Figura C2). Este abrupto incremento en la prevalencia se produjo nueve meses después de que el gobierno uruguayo implementara un sistema de incentivos financieros por cumplir con objetivos asistenciales específicos (“*metas*”), entre los que se incluyó una meta por completar

adecuadamente los registros del SIP.⁶ Por otra parte, el aumento abrupto en la prevalencia fue casi coincidente con un marcado descenso en la proporción de observaciones sin datos en el registro del hábito de fumar al momento de iniciación de la atención prenatal. Del 2000 hasta principios de 2009, la proporción de datos faltantes había aumentado gradualmente de aproximadamente 10% al 18% de los registros de embarazo. A mediados de 2009, la proporción de datos faltantes estaba de nuevo en aproximadamente 10%, y para el año 2012, la proporción había caído a menos del 5%.

La discontinuidad en la serie de prevalencia mensual, que coincidió con los nuevos incentivos económicos del MSP por presentar registros completos del SIP, mostró un sesgo de no respuesta en la condición de fumar al inicio de la atención prenatal. De hecho, las mujeres cuyos registros mostraban datos faltantes tuvieron mayor prevalencia que las mujeres que informaron su condición de fumar. Como resultado, la inclusión abrupta de datos previamente faltantes aumentó la prevalencia del tabaquismo a mediados de 2009 y probablemente retrasó a partir de entonces la disminución observada de la prevalencia.

Se realizaron dos pruebas para determinar si el sesgo de no respuesta en los datos de prevalencia se extendía a las tasas de abandono. En primer lugar, no encontramos ninguna discontinuidad en torno a abril de 2009 en la correspondiente serie mensual de las tasas de cesación. En segundo lugar, re-estimamos nuestros modelos de regresión bajo el fuerte supuesto de que todas las fumadoras sin datos sobre el consumo de tabaco en el tercer trimestre no habían dejado de fumar. Los resultados (Columna (5) de la Tabla D1 del Apéndice), mostraron coeficientes algo menores de las variables de las políticas antitabaco. Sin embargo, estos coeficientes fueron indistinguibles de los de nuestro modelo central (Columna (1) Tabla D1).

Aunque nuestras pruebas excluyen un sesgo significativo de no respuesta en la medición de las tasas de abandono, sigue habiendo un grave problema de sesgo de no-respuesta en la medición de las tasas de prevalencia. Dejamos el análisis cuantitativo de este sesgo de no respuesta, junto con la construcción de una serie corregida de las tasas de prevalencia para otro trabajo.

⁶ Las pruebas estadísticas tanto para los datos a nivel individual como agregado, nos permitieron rechazar la hipótesis de que este salto fuera resultado de una variación aleatoria. En particular, una regresión discontinua de los datos de prevalencia trimestrales con una estructura de error ARIMA dio un discreto aumento estimado de la prevalencia de 4,05 puntos porcentuales, con un intervalo de confianza del 95% de [3,39; 4,61].

Sesgo de selección

La disminución progresiva de la edad gestacional promedio al inicio de la atención prenatal, observada en la Figura C1 (“*Semanas de gestación*”, eje de la derecha), sugirió otra fuente potencial de sesgo en la medición de la prevalencia del tabaquismo, como resultado de la captación precoz durante el embarazo. La hipótesis subyacente es que las mujeres embarazadas tienden a dejar de fumar tan pronto como se enteran de que están embarazadas, lo que por lo general ocurre dentro de las primeras 15 semanas de gestación. Por lo tanto, una mujer que llegó a su primera visita prenatal al final de su primer trimestre, después de haber dejado de fumar por su cuenta, informaría que no estaba fumando en la actualidad. Pero si ella fuera instada a buscar atención prenatal temprana en su primer trimestre, antes de haber dejado de fumar por su cuenta, entonces reportaría fumar en su primer control prenatal. Al regresar a controlarse en su segundo trimestre de embarazo, quedaría registrada como una mujer que había dejado de fumar.

Para evaluar la magnitud de este potencial sesgo de selección, utilizamos datos longitudinales sobre los embarazos sucesivos de la misma mujer. Sea y_{im} una variable binaria que representa la condición de fumadora de la mujer i en el momento en que inició la atención prenatal en el embarazo m , donde $y_{im} = 1$ si la mujer reportó fumar. Sea x_{im} la semana de gestación en la que la mujer inició la atención prenatal. Si los cambios en x_{im} durante los embarazos sucesivos fueron el resultado de las políticas exógenas para estimular el cuidado prenatal temprano, pero las medidas a nivel nacional como a nivel de proveedor para desalentar el consumo de tabaco durante el embarazo no tuvieron efecto sobre la cesación de fumar, entonces la relación entre y_{im} y x_{im} se debe a la evolución natural de abandono del hábito de fumar durante el embarazo.

Se identificaron 121.105 embarazos de 55.026 mujeres que tuvieron al menos dos embarazos durante 2001-2012 y cuya fecha de inicio de la atención prenatal y el hábito de fumar sobre la iniciación de la atención eran conocidos. Dentro de esta base de datos, estimamos diversos modelos de probabilidad lineal de la relación entre y_{im} y x_{im} , en base a la siguiente forma funcional:

$$(C1) \ y_{im} = f(x_{im}) + \varphi_i + \xi_{im}$$

donde φ_i es un efecto fijo por mujer i y ξ_{im} es el término de error. En una especificación de la función $f(x)$, asumimos efectos fijos para cada semana gestacional de $x=4$ a $x=40$. Los efectos fijos estimados están graficados como puntos individuales en la Figura C3. En una especificación alternativa, asumimos una función lineal con un nodo a las 15 semanas de gestación:

$$(C2) \quad f(x) = \begin{cases} \theta_0 + \theta_1 x, & \text{if } x \leq 15 \\ \theta_0 + 15\theta_1 + \theta_2(x-15), & \text{if } x > 15 \end{cases}$$

La estimación de la especificación (C2), con los errores entre paréntesis resultó en los siguientes parámetros: $\hat{\theta}_0 = 0,281 (0,005)$, $\hat{\theta}_1 = -0,0034 (0,0005)$, y $\hat{\theta}_2 = -0,00019 (0,00023)$.

Efectivamente, la probabilidad de fumar disminuye 0,34 puntos porcentuales por semana hasta la decimoquinta semana de gestación. La función estimada $f(x)$ de la ecuación (C2) se muestra por tramos en la Figura C3.⁷

Para evaluar la magnitud de un posible sesgo de selección, para cada mujer embarazada i primero calculamos $x_{i,\max} = \max_m \{x_{im}\}$, es decir, la semana de su visita prenatal más retrasada. A continuación, calculamos la expectativa de $\Delta y_{im} = f(x_{i,\max}) - f(x_{im})$ de todas las mujeres i y todos los embarazos m . Para el modelo (C2), la expectativa general durante 2000-2012 fue $E[\Delta y_{im}] = 0,0053$, es decir, el potencial sesgo de selección fue del orden de 0,53 puntos porcentuales. Esta expectativa varió de 0,3 % en 2001 hasta 0,8% en 2012. Estas cantidades son pequeñas en comparación con la disminución de 5% observada en términos absolutos en la prevalencia del consumo de tabaco durante el período 2005-2008, así como en comparación con el alza observada en la prevalencia en el año 2009. En consecuencia, los datos no son coherentes con la hipótesis de que las tendencias observadas en la prevalencia del tabaquismo eran simplemente el resultado de un sesgo de selección debido a los cambios en el calendario de la primera visita prenatal.

⁷ Cuando estimamos el modelo (C2) solo para las mujeres que tuvieron al menos dos embarazos durante 2001-2006, los parámetros estimados fueron $\hat{\theta}_0 = -0,279 (0,0134)$, $\hat{\theta}_1 = -0,0017 (0,0011)$, y $\hat{\theta}_2 = -0,00006 (0,00042)$. Por lo tanto, el uso de datos limitado a 2001-2006 daría lugar a una estimación más pequeña del potencial sesgo de selección, así como de una estimación más pequeña de la tasa de abandono del hábito de fumar antes de 2007.

Tal sesgo de selección podría asimismo contribuir poco a la tendencia observada en la proporción de fumadoras que habían dejado de fumar al tercer trimestre. Consideremos el caso extremo de una mujer que inició la atención prenatal a las 16,3 semanas de gestación en 2000 (la media para todo el registro SIP en ese año) y que, en un embarazo posterior en 2012, inició la atención a las 11,5 semanas (la media correspondiente para ese año). El modelo de la ecuación (C2) implica un incremento en la probabilidad de fumar en la primera visita de un 23% en 2000 al 24% en 2012. Tal aumento de un 1% en la prevalencia correspondería a un incremento de $1/24 \approx 4$ puntos porcentuales en la proporción de dejar de fumar, en comparación con un aumento de 27 puntos porcentuales en la tasa de abandono observada durante 2007-2012 (Figura 3). Este cálculo implica también una tasa inicial baja de dejar de fumar durante el embarazo antes del inicio de la campaña de lucha contra el tabaco.

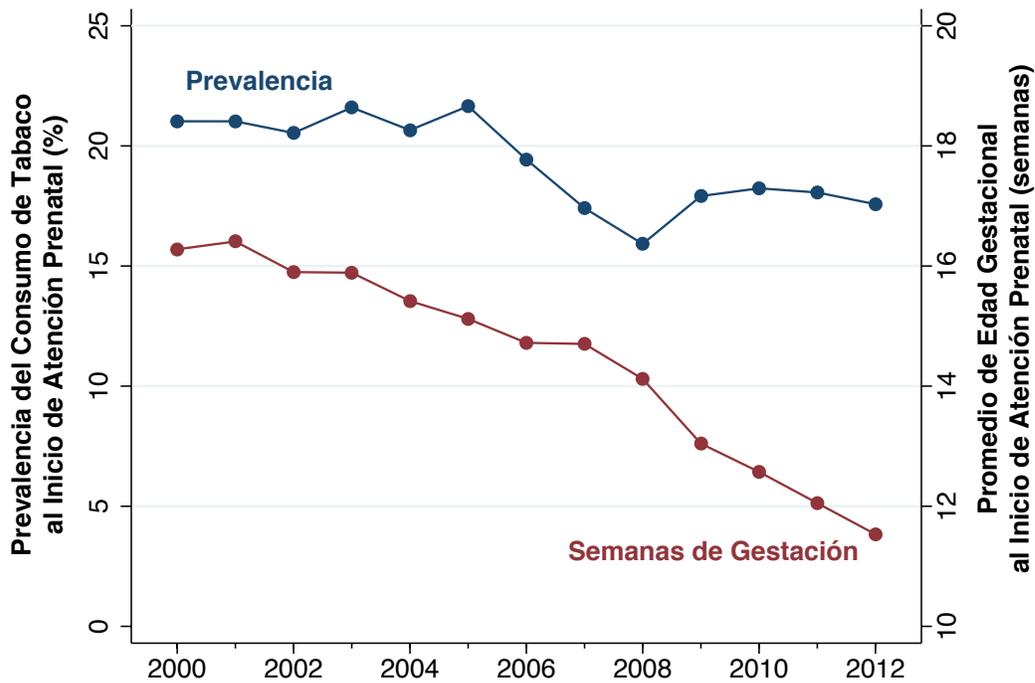


Figura C1. Prevalencia Anual de Fumar al momento de Iniciación de la Atención Prenatal (“Prevalencia,” puntos azules, eje izquierdo) y Edad Gestacional Promedio al momento de Iniciación de la Atención Prenatal, 2007–2012 (“Semana de Gestación,” puntos rojos, eje derecho). Las dos series de datos están graficadas en relación al año calendario en que cada mujer dio a luz. Los cálculos se basaron en 247.721 observaciones en el viejo sistema SIP (2000–2006) y 251.260 observaciones en el nuevo sistema SIP (2007–2012).

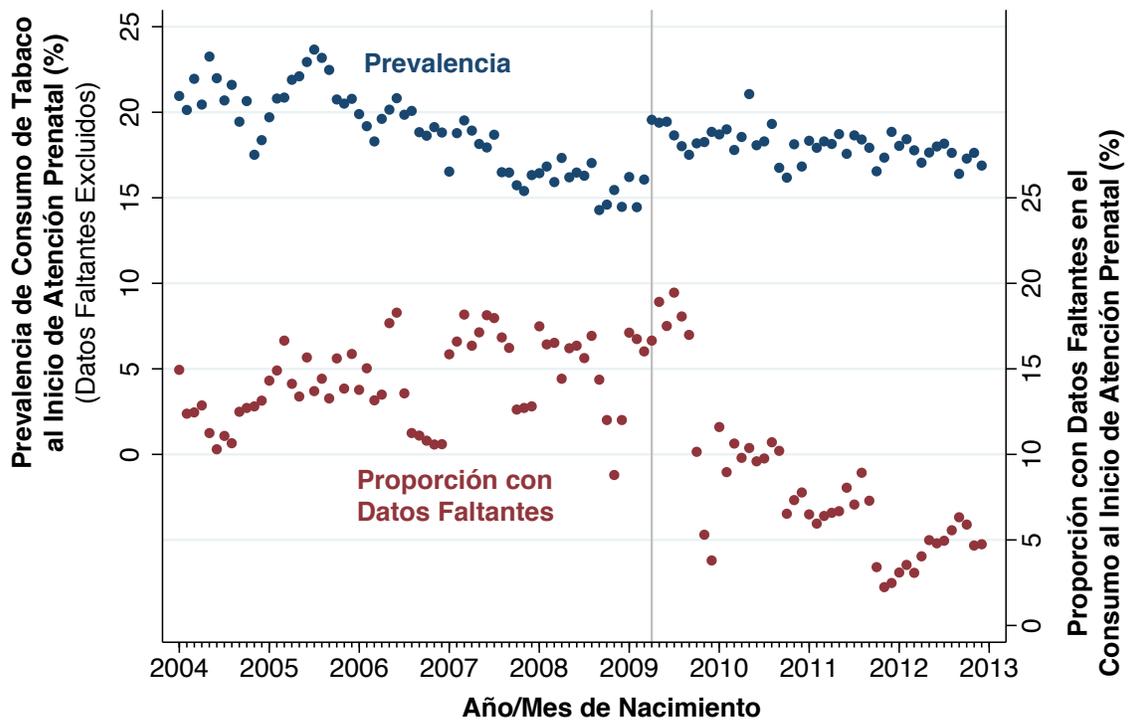


Figura C2. Tendencias Mensuales en la Prevalencia de Consumo de Tabaco (“Prevalencia”, puntos azules, eje izquierdo) y en la Proporción de Observaciones con Datos Faltantes en el Consumo (“Proporción con Datos Faltantes,” puntos rojos, eje derecho) al momento de Iniciación de la Atención Prenatal, 2007–2012. Los datos están graficados en relación al mes calendario en que la mujer dio a luz. La línea vertical corresponde al segundo trimestre de 2009.

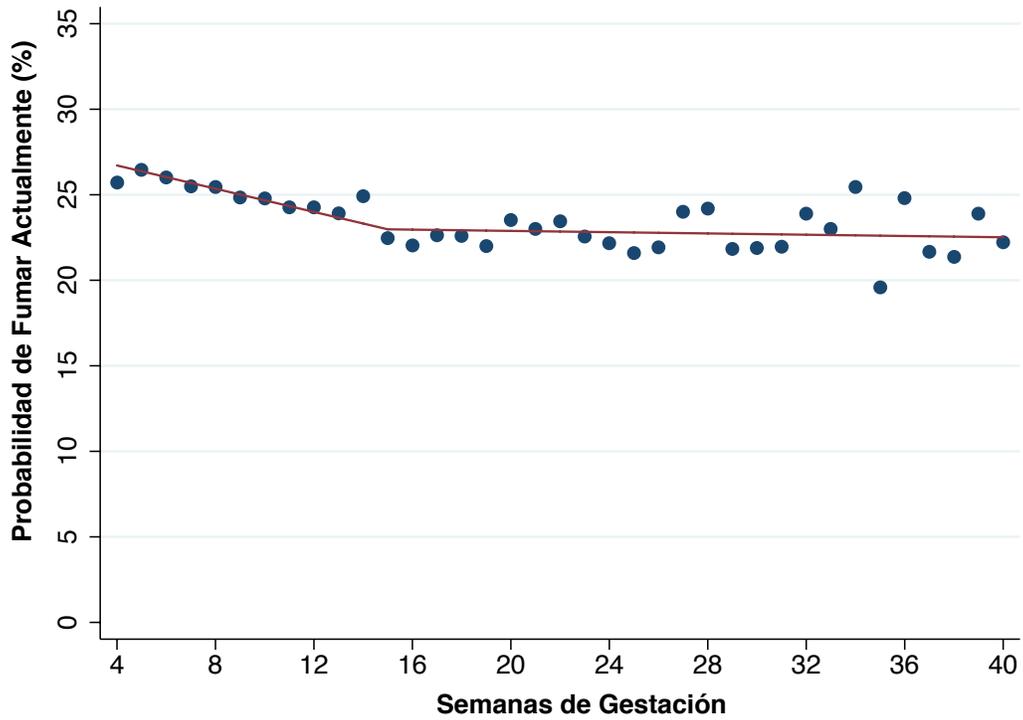


Figura C3. Estimación de la Tendencia Natural a Dejar de Fumar Durante el Embarazo. La figura muestra los resultados de dos modelos estimados en un panel de 55.026 mujeres con al menos dos embarazos durante 2001-2012. En el primer modelo, cada semana de gestación tiene un efecto fijo por separado, los cuales están representados por los puntos azules. En el segundo modelo, la probabilidad de fumar está estimada en base a una función discontinua con nodo en la semana 15, representada por la línea marrón.

Apéndice D. Cesación de fumar: Pruebas de robustez

Además de nuestros principales resultados presentados en las Tablas 1 y 2, realizamos una amplia variedad de pruebas de robustez. Cada uno de estos controles se llevó a cabo tanto en nuestro modelo de dejar de fumar como en el de peso al nacer. La Tabla D1 resume nuestros principales hallazgos. Cada columna de la Tabla representa un modelo de regresión alternativo que describimos a continuación. El panel superior muestra los resultados de la estimación por MC2E de las políticas antitabaco en nuestro modelo de abandono del hábito de fumar (variable dependiente: “haber dejado de fumar al tercer trimestre”). El panel inferior muestra el correspondiente coeficiente estimado de dejar de fumar, una vez más estimado por MC2E, en nuestro modelo de peso al nacer (variable dependiente: “Peso al nacer”).

En primer lugar, consideramos covariables adicionales, incluyendo el consumo informado de alcohol y drogas durante el embarazo (columna 2) y un indicador para la ubicación del centro de salud a lo largo de la frontera internacional (columna 3). En nuestro modelo de dejar de fumar, las drogas, no así el consumo de alcohol redujo significativamente la probabilidad de dejar de fumar. La proximidad a las fronteras internacionales no tuvo efecto sobre dejar de fumar, esto es, las mujeres que buscaron atención prenatal en los centros de salud cercanos a las fronteras internacionales no tuvieron una respuesta diferencial a los precios (no se muestran los coeficientes). Del mismo modo, en nuestro modelo de peso al nacer, el consumo de drogas se asocia a un menor peso al nacer, mientras que la proximidad a las fronteras internacionales no tuvo ningún efecto (no se muestran los coeficientes). Sin embargo, como se indica en las columnas 2 y 3, la inclusión de estas covariables no alteró significativamente los coeficientes de las variables de política en nuestro modelo de dejar de fumar o el coeficiente de dejar de fumar en nuestro modelo de peso al nacer.

En segundo lugar, estudiamos las definiciones alternativas de la variable dependiente. En el modelo de la columna 4, se redefinió la decisión de dejar de fumar, asignándole un valor igual a 1 si la mujer había reportado no fumar tanto en el segundo como en el tercer trimestre. Con la excepción de un coeficiente estadísticamente no significativo para la cuarta ronda de advertencias combinada con la regla del 80%, los resultados de este modelo son indistinguibles de los de nuestro modelo principal (Columna 1). Sin embargo, el cambio en la definición de dejar de fumar redujo su impacto en el peso al nacer de 163 gramos (Columna 1) a 122 gramos (Columna 4). Las mujeres que dejaron de fumar solo en el tercer trimestre tuvieron más

probabilidad de tener complicaciones durante el embarazo, incluyendo retraso del crecimiento intrauterino. Cuando estas mujeres fueron incluidas en el modelo básico, las estimaciones MC2E corrigieron adecuadamente esta fuente de heterogeneidad no observada (Tabla 2). Sin embargo, con la exclusión de estas mujeres del grupo de las que dejaron de fumar, nuestra estimación MC2E del impacto de dejar de fumar no resultó diferente de la estimación MCO (Columna 4).

En la Columna 5, por otra parte, las fumadoras embarazadas que carecían de registro sobre su condición de fumadoras en el tercer trimestre fueron codificadas como fumadoras. Como se señaló en el Apéndice C anterior, este fuerte supuesto redujo los coeficientes de las medidas antitabaco en nuestro modelo de dejar de fumar, pero los coeficientes se mantuvieron estadísticamente significativos. Por otro lado, esta definición alternativa redujo significativamente el impacto de dejar de fumar en el peso al nacer. Dicho hallazgo sugiere que muchas mujeres con la condición de fumadora desconocida en el tercer trimestre no fueron, de hecho, fumadoras continuas.

En tercer lugar, exploramos cambios en la muestra analítica. En el modelo de la Columna 6, se excluyeron las mujeres que tuvieron atención prenatal en el Centro Hospitalario Pereira Rossell, la mayor maternidad pública del país. En pruebas de robustez alternativas, excluimos las mujeres cuyo tercer trimestre se produjo en 2007 (Columna 7), así como las mujeres que no iniciaron la atención en el primer trimestre (Columna 8).

Los registros con datos sobre el consumo de tabaco en los distintos trimestres del embarazo comenzaron a hacerse disponibles solo a partir de la introducción de un nuevo cuestionario prenatal del SIP en el año 2007. Durante 2007-2008, muchos proveedores de atención prenatal siguieron haciendo la transición del antiguo al nuevo sistema SIP. La exclusión de dichos centros de salud provocó un tamaño muestral más pequeño y mayores intervalos de confianza en dicho período (ver Figura 3). Bajo el viejo sistema SIP, en el que una mujer embarazada reportaba su condición de fumadora sólo al comenzar con la atención prenatal, una paciente reportando fumar en su primer trimestre podría ser falsamente codificada como fumadora en los tres trimestres. En consecuencia, la inclusión incorrecta de los registros codificados bajo el viejo sistema SIP podría subestimar la tasa de cesación de fumar en los dos primeros años.

Sin embargo, la exclusión de las mujeres del Centro Hospitalario Pereira Rossell, el cual no hizo la transición al nuevo sistema SIP hasta el año 2009, tuvo poco efecto sobre los

coeficientes relacionados con la política en el modelo de dejar de fumar o sobre el efecto de dejar de fumar en el peso al nacer (Columna 6). La exclusión de mujeres cuyo tercer trimestre ocurrió en 2007 (Columna 7) tuvo un efecto marcado en el coeficiente estimado del precio, ya que estas observaciones rodean el aumento de impuestos de mediados de 2007 (Figura 4). También se redujo el impacto estimado de los convenios con el FNR, pero por lo demás tuvo poco efecto sobre las estimaciones de nuestros dos modelos.

Por otra parte, la variable correspondiente a la iniciación de la atención prenatal en el primer trimestre podría ser endógena debido a la existencia de heterogeneidad no observada. Para hacer frente a esta posibilidad, nos centramos en el subgrupo de fumadoras embarazadas que iniciaron la atención en el primer trimestre (Columna 8). Con la excepción de la cuarta ronda de advertencias combinada con la regla del 80%, así como la existencia de un convenio con el FNR, la exclusión de dichas mujeres mejoró los coeficientes de política en nuestro modelo de dejar de fumar y el coeficiente de dejar de fumar en nuestro modelo de peso al nacer.

También realizamos otras pruebas de robustez no resaltadas en la Tabla D1. Nuestro modelo principal excluía los lugares de control prenatal en aquellos años que tuvieran menos de 15 embarazadas fumadoras. Cambiar el umbral de 25 a 15 fumadoras no tuvo efectos significativos en los coeficientes de política antitabaco o en el impacto de dejar de fumar en el peso al nacer. Los intentos de identificar interacciones entre las características maternas y las políticas antitabaco, o entre las diferentes variables de política, arrojaron coeficientes no significativos. También estimamos los errores estándares por agrupamientos de año y lugar de control prenatal, encontrando que los coeficientes de las variables de política en la ecuación de dejar de fumar y la variable de dejar de fumar en la ecuación del peso al nacer se mantuvieron significativos. Por último, en nuestras estimaciones por MC2E de la ecuación peso al nacer, probamos diferentes subconjuntos de instrumentos, manteniéndose los resultados sin cambios.

Finalmente, nuestro análisis de la probabilidad de dejar de fumar durante el embarazo se basó en modelos lineales (Tabla 1), siendo una limitación conocida que los valores predichos de la variable dependiente pueden caer fuera del intervalo 0-1. La Figura D1 muestra la distribución de la probabilidad predicha de dejar de fumar, calculada a partir de nuestro modelo básico de las Tablas 1 y 2 (se repite en la Columna 1 de la Tabla D1). Como es posible observar, sólo el 1,8% de los valores predichos de la variable dependiente se encontró fuera del intervalo.

La ecuación (1) de dejar de fumar podría haber sido estimada por métodos no lineales dado que la variable dependiente es binaria, pero algunos regresores son endógenos (Newey 1987). Del mismo modo, podríamos haber utilizado métodos no lineales para estimar la ecuación (2) para el peso al nacer, en el que el regresor endógeno es binario (Woolridge 2010). Estos métodos paramétricos generalmente requieren supuestos sobre la distribución subyacente de una variable latente que son imposibles de verificar y, si se especifican de forma incorrecta pueden llevar a estimaciones inconsistentes de los parámetros. En este sentido, aprovechamos la estructura lineal de nuestros modelos para descomponer el impacto de las políticas específicas en el marcado aumento de la tasa de abandono (Figura 3 y Tabla 3), y para estimar los efectos en la media poblacional de dichas medidas en el peso al nacer (Tabla 3). Nuestro enfoque está en consonancia con las tendencias recientes en el uso de modelos lineales para las evaluaciones de políticas (Angrist y Krueger, 2001).

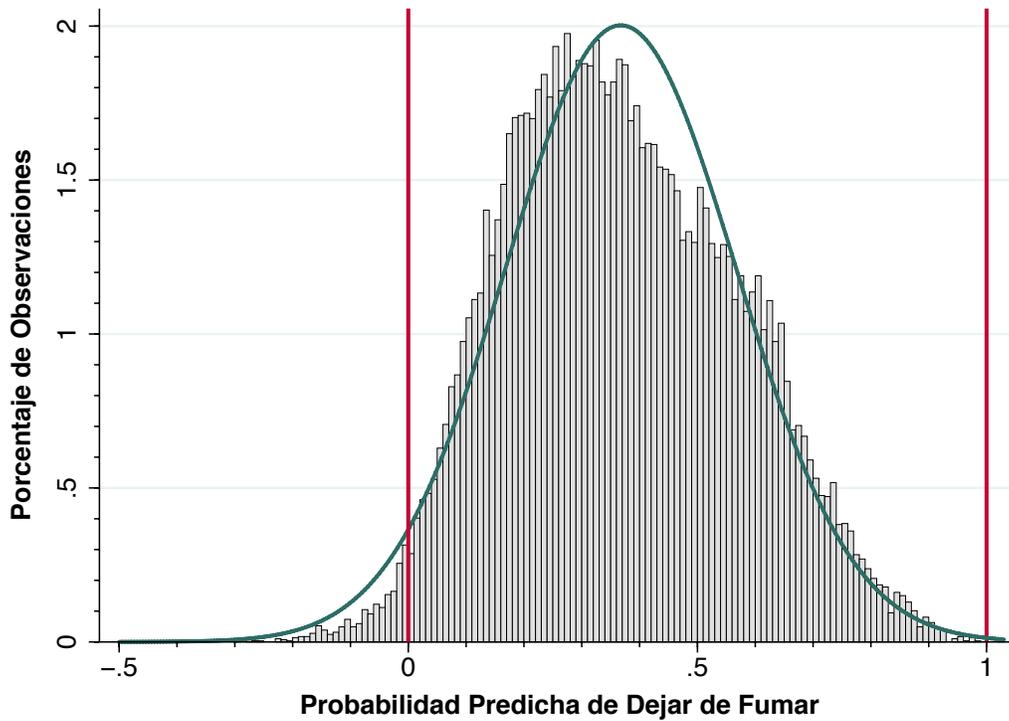


Figura D1. Distribución de la Probabilidad Predicha de Dejar de Fumar en base al modelo de MC2E. El histograma muestra la distribución porcentual de la probabilidad estimada de dejar de fumar en una muestra de 28.597 mujeres que fumaron durante el embarazo y que dieron a luz durante 2007-2012. La proporción de valores predichos fuera del intervalo unitario (cuyos límites están marcados por las líneas rojas verticales) fue de 1,8%. La línea verde muestra la densidad normal estimada en base a la media y la desviación estándar de las probabilidades predichas.

Tabla D1: Modelos de Cesación de Fumar y Peso al Nacer: Pruebas de Robustez

Variable dependiente: QUIT	Modelo Principal	Covariables adicionales		Cambios en la definición de variables		Cambios en la muestra analítica		
	(1)	Alcohol y drogas (2)	Interacción de frontera con precios (3)	Dejar de fumar en el Segundo trimestre (4)	Sin dato sobre condición de fumadora en el 3er trim. = fumadora (5)	Exclusión del CHPR (6)	Exclusión de mujeres cuyo 3er trimestre fue en 2007 (7)	Exclusión de mujeres que no iniciaron controles en el 1er trimestre (8)
Logaritmo precio real	0,143** (0,061)	0,138** (0,061)	0,136** (0,062)	0,187*** (0,061)	0,120** (0,058)	0,189*** (0,065)	0,026 (0,062)	0,215** (0,089)
Segunda ronda de pictogramas	0,079*** (0,024)	0,081*** (0,024)	0,078*** (0,024)	0,070*** (0,021)	0,050** (0,021)	0,078*** (0,024)	0,057 (0,054)	0,120*** (0,036)
Ley control del tabaco	0,077*** (0,019)	0,077*** (0,019)	0,077*** (0,019)	0,074*** (0,020)	0,072*** (0,017)	0,080*** (0,019)	0,071*** (0,019)	0,077*** (0,029)
Tercera ronda de pictogramas/ regla única presentación	0,141*** (0,028)	0,143*** (0,028)	0,140*** (0,028)	0,107*** (0,025)	0,128*** (0,025)	0,133*** (0,028)	0,134** (0,056)	0,195*** (0,042)
Cuarta ronda de pictogramas/ regla 80%	0,029*** (0,011)	0,030*** (0,011)	0,029*** (0,011)	0,010 (0,011)	0,032*** (0,010)	0,026** (0,012)	0,044*** (0,011)	0,021 (0,016)
Quinta ronda de pictogramas	0,031*** (0,008)	0,031*** (0,008)	0,031*** (0,008)	0,040*** (0,008)	0,030*** (0,007)	0,027*** (0,008)	0,025*** (0,008)	0,040*** (0,010)
Convenio FNR	0,047** (0,020)	0,049** (0,020)	0,047** (0,020)	0,049** (0,020)	0,060*** (0,019)	0,046** (0,020)	0,026 (0,022)	0,033 (0,029)
Características maternas y del embarazo	si	si	si	si	si	si	si	si
Efectos fijos por lugar de control	si	si	si	si	si	si	si	si
N	28597	28597	28597	28597	30728	25237	28130	16422
Variable dependiente Peso al Nacer (gramos)								
QUIT	163*** (63)	174*** (62)	162*** (62)	122* (70)	109* (60)	146** (63)	153* (79)	183** (73)
Características maternas y del embarazo	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Efectos fijos por lugar de control	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	28563	28563	28563	28515	30684	25205	27880	16400

* = P < 0,10; ** = P < 0,05; *** = P < 0,01

Referencias

Abascal, W., E. Esteves, B. Goja, F. Gonzalez Mora, A. Lorenzo, A. Sica, P. Triunfo and J. E. Harris (2012). "Tobacco control campaign in Uruguay: a population-based trend analysis." Lancet**380**(9853): 1575-1582.

Abrevaya, J. (2006). "Estimating the effect of smoking on birth outcomes using a matched panel data approach." Journal of Applied Econometrics**21**(4): 489-519.

Abrevaya, J. and C. M. Dahl (2008). "The effects of birth inputs on birthweight: evidence from quantile estimation on panel data." Journal of Business & Economic Statistics**26**(4): 379-397.

Adams, E. K., S. Markowitz, V. Kannan, P. M. Dietz, V. T. Tong and A. M. Malarcher (2012). "Reducing prenatal smoking: the role of state policies." Am J Prev Med**43**(1): 34-40.

Adams, E. K., V. P. Miller, C. Ernst, B. K. Nishimura, C. Melvin and R. Merritt (2002). "Neonatal health care costs related to smoking during pregnancy." Health Econ**11**(3): 193-206.

Althabe, F., M. Colomar, L. Gibbons, J. M. Belzan and P. Buekens (2008). "Tabaquismo durante el embarazo en Argentina y Uruguay [Smoking during pregnancy in Argentina and Uruguay]." Medicina (Buenos Aires)**68**: 48-54.

Andres, R. L. and M. C. Day (2000). "Perinatal complications associated with maternal tobacco use." Seminars in Neonatology**5**(3): 231-241.

Angrist, J. D. and A. B. Krueger (2001). "Instrumental Variables and the Search for Identification: From Supply and Demand to Natural Experiments." Journal of Economic Perspectives**15**(4): 69-85.

Batech, M., S. Tonstad, J. S. Job, R. Chinnock, B. Oshiro, T. Allen Merritt, G. Page and P. N. Singh (2013). "Estimating the impact of smoking cessation during pregnancy: the San Bernardino County experience." J Community Health**38**(5): 838-846.

Baum, C. F., M. E. Schaffer and S. Stillman (2007). "Enhanced routines for instrumental variables/GMM estimation and testing." Stata Journal**7**(4): 465-506.

Bharadwaj, P., J. V. Johnsen and K. Vellesen Loken (2012). Smoking bans, maternal smoking and birth outcomes. Bonn, Germany, Institute for the Study of Labor (IZA) Discussion Paper Series No. 7006, November.

Black, S. E., P. J. Devereux and K. G. Salvanes (2007). "From the Cradle to the Labor Market? The Effect of Birth Weight on Adult Outcomes." Quarterly Journal of Economics**112**(1): 409-439.

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

Boardman, J. D., D. A. Powers, Y. C. Padilla and R. A. Hummer (2002). "Low birth weight, social factors, and developmental outcomes among children in the United States." Demography**39**(2): 353-368.

Castellanos, M. E., M. I. Munoz, M. Nebot, A. Paya, M. T. Rovira, S. Planasa, M. Sanroma and R. Carreras (2000). "[Validity of the declared tobacco consumption in pregnancy]." Aten Primaria**26**(9): 629-632.

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

CLAP (2001). Sistema Informático Perinatal en el Uruguay 15 Años de Datos 1985-1999. Montevideo, Uruguay, Centro Latinoamericano de Perinatología y Desarrollo Humano, Publicación Científica del CLAP 1485.

Colman, G., M. Grossman and T. Joyce (2003). "The effect of cigarette excise taxes on smoking before, during and after pregnancy." J Health Econ**22**(6): 1053-1072.

Curti, D. (2013). El comercio ilícito en Uruguay y su relación con los impuestos: resultados de investigación [Illicit trade in Uruguay and its relation to taxes: research results]. Montevideo, Centro de Investigación para la Epidemia de Tabaquismo (CIET), May 9.

da Veiga, P. V. and R. P. Wilder (2008). "Maternal smoking during pregnancy and birthweight: a propensity score matching approach." Matern Child Health J**12**(2): 194-203.

Dirección General Impositiva (2012). Volúmenes físicos de bienes gravados por el IMESI - Series anuales (archivo xls). Montevideo Dirección General Impositiva, República Oriental del Uruguay.

Ershoff, D. H., V. P. Quinn, P. D. Mullen and D. R. Lairson (1990). "Pregnancy and medical cost outcomes of a self-help prenatal smoking cessation program in a HMO." Public Health Rep**105**(4): 340-347.

Esteves, E., R. Gambogi, G. Saona, A. Cenández and T. Palacio (2011). "Tratamiento de la dependencia al tabaco: experiencia del Fondo Nacional de Recursos

[Treatment of tobacco dependence: experience of the National Resource Fund]." Revista Uruguaya de Cardiología**26**(3): 78-83.

Evans, W. N. and J. S. Ringel (1999). "Can higher cigarette taxes improve birth outcomes?" Journal of Public Economics**72**(1): 135-154.

González, T., D. Olesker, I. Oreggioni, M. Setaro, G. Pradere, M. Buglioli, P. Carrasco, M. Rodríguez and A. Dean (2010). La construcción del Sistema Nacional Integrado de Salud, 2005-2009. Montevideo, Uruguay, Ministerio de Salud Pública, http://www.psico.edu.uy/sites/default/files/cursos/nas_la_construccion.pdf.

Gruber, J. and B. Koszegi (2001). "Is addiction rational? Theory and evidence." Quarterly Journal of Economics**116**(4): 1261-1303.

Hammond, D. (2011). "Health warning messages on tobacco products: a review." Tob Control**20**(5): 327-337.

Hammond, D., G. T. Fong, P. W. McDonald, K. S. Brown and R. Cameron (2004). "Graphic Canadian cigarette warning labels and adverse outcomes: evidence from Canadian smokers." Am J Public Health**94**(8): 1442-1445.

Hammond, D., G. T. Fong, P. W. McDonald, R. Cameron and K. S. Brown (2003). "Impact of the graphic Canadian warning labels on adult smoking behaviour." Tob Control**12**(4): 391-395.

Harris, J. E. (1987). The 1983 Increase in the Federal Excise Tax on Cigarettes. Tax Policy and the Economy. L. H. Summers. Cambridge MA, M.I.T. Press. **1**: 87-111.

Harris, J. E., G. N. Connolly, D. Brooks and B. Davis (1996). "Cigarette smoking before and after an excise tax increase and an antismoking campaign--Massachusetts, 1990-1996." MMWR Morb Mortal Wkly Rep**45**(44): 966-970.

Himes, S. K., L. R. Stroud, K. B. Scheidweiler, R. S. Niaura and M. A. Huestis (2013). "Prenatal tobacco exposure, biomarkers for tobacco in meconium, and neonatal growth outcomes." J Pediatr**162**(5): 970-975.

Hoek, J., C. Wong, P. Gendall, J. Louviere and K. Cong (2011). "Effects of dissuasive packaging on young adult smokers." Tob Control**20**(3): 183-188.

Instituto Nacional de Estadística (2013). Índice de Precios del Consumo, Base Diciembre 2010 = 100. Montevideo, various monthly issues.

Juarez, S. P. and J. Merlo (2013). "Revisiting the effect of maternal smoking during pregnancy on offspring birthweight: a quasi-experimental sibling analysis in Sweden." PLoS One**8**(4): e61734.

Junta Nacional de Salud (JUNASA) (2009). Rendición de Cuentas, Ejercicio 2009. Montevideo, Uruguay, Ministerio de Salud.

Kabir, Z., G. N. Connolly, L. Clancy, H. K. Koh and S. Capewell (2008). "Coronary heart disease deaths and decreased smoking prevalence in Massachusetts, 1993-2003." Am J Public Health**98**(8): 1468-1469.

Kees, J., S. Burton, J. C. Andrews and J. Kozup (2006). "Tests of graphic visuals and cigarette package warning combinations: implications for the framework convention on tobacco control." Journal of Public Policy and Marketing**25**(2): 212.

Kostova, D. and E. Blecher (2012). "Does Advertising Matter? Estimating the Impact of Cigarette Advertising on Smoking Among Youth in Developing Countries." Contemporary Economic Policy**31**(3): 37-548.

Levy, D. E. and E. Meara (2006). "The effect of the 1998 Master Settlement Agreement on prenatal smoking." J Health Econ**25**(2): 276-294.

Lieberman, E., I. Gremy, J. M. Lang and A. P. Cohen (1994). "Low birthweight at term and the timing of fetal exposure to maternal smoking." Am J Public Health**84**(7): 1127-1131.

Lien, D. S. and W. N. Evans (2005). "Estimating the Impact of Large Cigarette Tax Hikes: The Case of Maternal Smoking and Infant Birth Weight." Journal of Human Resources**40**(2): 373-392.

Lindley, A. A., S. Becker, R. H. Gray and A. A. Herman (2000). "Effect of continuing or stopping smoking during pregnancy on infant birth weight, crown-heel length, head circumference, ponderal index, and brain:body weight ratio." Am J Epidemiol**152**(3): 219-225.

Mathers, C. D., T. Boerma and D. Ma Fat (2008). The Global Burden of Disease: 2004 Update. Geneva, World Health Organization.

McCowan, L. M., G. A. Dekker, E. Chan, A. Stewart, L. C. Chappell, M. Hunter, R. Moss-Morris and R. A. North (2009). "Spontaneous preterm birth and small for gestational age infants in women who stop smoking early in pregnancy: prospective cohort study." BMJ**338**: b1081.

Ministerio de Salud Pública (2010). Cuentas Nacionales de Salud 2005 - 2008. Montevideo.

Ministerio de Salud Pública (2010). Guía para Implementar Servicios para la Atención de la Salud Sexual y Salud Reproductiva en las Instituciones Prestadoras de Salud. Montevideo.

Moodie, C., G. Hastings and L. Joossens (2011). "Young adult smokers' perceptions of illicit tobacco and the possible impact of plain packaging on purchase behaviour." Eur J Public Health.

Mutti, S., D. Hammond, R. Borland, M. K. Cummings, R. J. O'Connor and G. T. Fong (2011). "Beyond light and mild: cigarette brand descriptors and perceptions of risk in the International Tobacco Control (ITC) Four Country Survey." Addiction**106**(6): 1166-1175.

Nelson, J. P. (2003). "Cigarette demand, structural change, and advertising bans: international evidence." Contributions in Economic Analysis and Policy**2**(1).

Nelson, J. P. (2006). "Cigarette advertising regulation: A meta-analysis." International Review of Law and Economics**26**(2): 195-226.

Newey, W. K. (1987). "Efficient estimation of limited dependent variable models with endogenous explanatory variables." Journal of Econometrics**36**: 231-250.

Permutt, T. and J. R. Hebel (1989). "Simultaneous-equation estimation in a clinical trial of the effect of smoking on birth weight." Biometrics**45**(2): 619-622.

Petrou, S., T. Sach and L. Davidson (2001). "The long-term costs of preterm birth and low birth weight: results of a systematic review." Child Care Health Dev**27**(2): 97-115.

Philip Morris International (2010). PMI statement and background information regarding the company's Bilateral Investment Treaty (BIT) claim against the government of Uruguay (Press Release). New York, Philip Morris International Management SA, October 5.

Phung, H., A. Bauman, T. V. Nguyen, L. Young, M. Tran and K. Hillman (2003). "Risk factors for low birth weight in a socio-economically disadvantaged population: parity, marital status, ethnicity and cigarette smoking." Eur J Epidemiol**18**(3): 235-243.

Pollack, H. A. (2001). "Sudden infant death syndrome, maternal smoking during pregnancy, and the cost-effectiveness of smoking cessation intervention." Am J Public Health**91**(3): 432-436.

Raatikainen, K., P. Huurinainen and S. Heinonen (2007). "Smoking in early gestation or through pregnancy: a decision crucial to pregnancy outcome." Prev Med**44**(1): 59-63.

Ringel, J. S. and W. N. Evans (2001). "Cigarette taxes and smoking during pregnancy." Am J Public Health**91**(11): 1851-1856.

Saffer, H. and F. Chaloupka (2000). "The effect of tobacco advertising bans on tobacco consumption." J Health Econ**19**(6): 1117-1137.

Sexton, M. and J. R. Hebel (1984). "A clinical trial of change in maternal smoking and its effect on birth weight." JAMA**251**(7): 911-915.

Shipp, M., M. S. Croughan-Minihane, D. B. Petitti and A. E. Washington (1992). "Estimation of the break-even point for smoking cessation programs in pregnancy." Am J Public Health**82**(3): 383-390.

Stock, J. H. and M. Yogo (2005). Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression (Chapter 5). Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas J. Rothenberg. J. H. S. a. D. W. K. Andrews, Cambridge University Press.

Thrasher, J. F., M. C. Rousu, D. Hammond, A. Navarro and J. R. Corrigan (2011). "Estimating the impact of pictorial health warnings and "plain" cigarette packaging: evidence from experimental auctions among adult smokers in the United States." Health Policy**102**(1): 41-48.

Vardavas, C. I., L. Chatzi, E. Patelarou, E. Plana, K. Sarri, A. Kafatos, A. D. Koutis and M. Kogevinas (2010). "Smoking and smoking cessation during early pregnancy and its effect on adverse pregnancy outcomes and fetal growth." Eur J Pediatr**169**(6): 741-748.

Wakefield, M. A., L. Hayes, S. Durkin and R. Borland (2013). "Introduction effects of the Australian plain packaging policy on adult smokers: a cross-sectional study." BMJ Open**3**(7).

Walker, M. B., E. Tekin and S. Wallace (2009). "Teen Smoking and Birth Outcomes." Southern Economic Journal**75**(3): 892-907.

Ward, C., S. Lewis and T. Coleman (2007). "Prevalence of maternal smoking and environmental tobacco smoke exposure during pregnancy and impact on birth weight: retrospective study using Millennium Cohort." BMC Public Health**7**: 81.

Windham, G. C., B. Hopkins, L. Fenster and S. H. Swan (2000). "Prenatal active or passive tobacco smoke exposure and the risk of preterm delivery or low birth weight." Epidemiology**11**(4): 427-433.

Wooldridge, J. M. (2010). Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, 2d Edition. Cambridge MA, MIT Press.

World Bank (2013). Data: Uruguay, <http://data.worldbank.org/country/uruguay>.

World Health Organization (2012). WHO Global Report: Mortality Attributable to Tobacco. Geneva, World Health Organization.

World Health Organization (2013). Parties to the WHO Framework Convention on Tobacco Control (FCTC). Geneva, World Health Organization [accessed 22-Oct-2013].

Wüst, M. (2010). The effect of cigarette and alcohol consumption on birth outcomes. Copenhagen, Aarhus School of Business, Department of Economics Working Paper 10-05.

Yan, J. and P. A. Groothuis (2013). Timing of Prenatal Smoking Cessation or Reduction and Infant Birth Weight: Evidence from the United Kingdom Millennium Cohort Study. Boone, NC, Appalachian State University, Department of Economics Working Paper, Number 13-16, August.