

DETERMINANTES DEL AUGE DE LAS CESÁREAS EN URUGUAY (2002-2024)

Documentos de Trabajo

Título

DETERMINANTES DEL AUGE DE LAS CESÁREAS EN URUGUAY (2002-2024)

Integrantes

José-Ignacio Antón, Zuleika Ferre, Patricia Triunfo

Documento No. 03/25

Diciembre 2025

ISSN 0797-7484

DETERMINANTES DEL AUQUE DE LAS CESÁREAS EN URUGUAY (2002-2024)*

José-Ignacio Antón[†], Zuleika Ferre[‡], Patricia Triunfo[‡]

[†] *Universidad de Salamanca (España)*

[‡] *Universidad de la República (Uruguay)*

RESUMEN

Este estudio analiza los factores determinantes del incremento de la tasa de cesáreas en Uruguay durante el periodo 2002-2024, en el que esta modalidad de parto pasó de ser el 26.5% al 52.7% de los nacimientos, guarismo muy por encima de las recomendaciones de la Organización Mundial de Salud. Para ello, empleamos datos administrativos procedentes de un registro hospitalario de nacimientos y las técnicas de descomposición propuestas por Kitagawa y Oaxaca-Blinder, que permiten separar el rol del cambio asociado a la composición de las madres del ligado a la práctica clínica y organizacional. La primera de las aproximaciones sugiere que la importante alza de las cesáreas en Uruguay obedece en gran medida al crecimiento de las cesáreas programadas e inducciones y al efecto mecánico asociado a las cesáreas previas. A su vez, los resultados de la descomposición de Oaxaca-Blinder muestran que más de la mitad del aumento acumulado no se explica por características observables de las madres o del embarazo. Los cambios en la edad materna, la multiparidad y la proporción de madres con antecedente de cesárea son los determinantes observables más relevantes del aumento histórico. Por su parte, el incremento del nivel educativo modera el crecimiento de los partos de esta modalidad. En términos de política, se recomienda focalizar metas asistenciales en la reducción segura de la cesárea primaria en las madres nulíparas con feto único en presentación cefálica de gestaciones a término, realizar auditorías clínicas y fortalecer el modelo de atención (partería, acompañamiento continuo, uso racional de la inducción), con el apoyo de sistemas informáticos en tiempo real que permitan monitoreo oportuno.

PALABRAS CLAVE: cesárea, análisis de descomposición, Kitagawa, Oaxaca-Blinder, Uruguay.

CLASIFICACIÓN JEL: C43, I11, I18, J13.

ABSTRACT

This study analyses the determinants of the increase in the caesarean section rate in Uruguay over the period 2002-2024, during which this mode of delivery rose from 26.5% to 52.7% of births, a level well above the recommendations of the World Health Organization. To this end, we use administrative data from a hospital birth registry and apply the decomposition techniques proposed by Kitagawa and Oaxaca-Blinder, which allow us to disentangle changes associated with maternal composition from those linked to clinical and organisational practice. The first approach suggests that the marked rise in caesarean sections in Uruguay is largely driven by the growth of planned caesareans and labour inductions, as well as by the mechanical effect associated with previous caesarean deliveries. In turn, the Oaxaca-Blinder decomposition shows that more than half of the cumulative increase is not explained by observable maternal or pregnancy characteristics. Changes in maternal age, multiparity, and the proportion of mothers with a prior caesarean are the most relevant observable determinants of the historical increase. By contrast, rising educational attainment moderates the growth of caesarean deliveries. From a policy perspective, we recommend targeting performance goals towards the safe reduction of primary caesarean sections among nulliparous women with a single, cephalic fetus at term; conducting clinical audits; and strengthening the model of care (midwifery-led care, continuous support, and rational use of induction), supported by real-time information systems that enable timely monitoring.

KEY WORDS: caesarean section, decomposition analysis, Kitagawa, Oaxaca-Blinder, Uruguay.

JEL CLASSIFICATION: C43, I11, I18, J13.

* Esta investigación fue aprobada el 11 de diciembre de 2024 por el Comité de Ética de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración. Los autores agradecen al Ministerio de Ciencia, Innovación y Universidades de España la financiación recibida a través del proyecto de investigación PID2021-123875NB-I00 y a Rafael Muñoz de Bustillo por sus comentarios sobre una versión previa del trabajo.

1. INTRODUCCIÓN

El incremento global de la tasa de cesárea constituye una preocupación creciente en salud pública. Este procedimiento es vital y salva vidas cuando se realiza bajo indicaciones clínicas precisas, pero su uso excesivo se asocia con mayores costos (Koechlin et al., 2010; Sakai-Bizmark et al., 2021; Organisation for the Economic Co-operation and Development [OECD], 2015; Xu et al., 2015;), menor fecundidad posterior (Halla et al., 2020) y potenciales implicaciones negativas sobre la salud materna y neonatal a corto y largo plazo (Angolile et al., 2023; Keag et al., 2018).¹ Según datos recientes (2010-2018) de 154 países —que representan el 94,5 % de los nacimientos vivos mundiales—, el 21,1 % de los nacimientos a nivel global fueron por cesárea, con una proyección del 28,5 % para 2030 (Betrán et al., 2021). Sin embargo, estas cifras ocultan importantes disparidades regionales. América Latina y el Caribe presentan las tasas más elevadas, con un promedio del 42,8%, con tasas que han aumentado más rápidamente en el sector privado que en el público. Mientras que África tiene la tasa promedio más baja, 9,2%, lo cual podría indicar una subutilización y problemas de acceso a los cuidados médicos.

Uruguay, además de seguir la tendencia global de crecimiento en materia de cesáreas, presenta cifras más elevadas que el promedio de la región. Entre 2002 y 2024, de acuerdo con datos procedentes de los registros hospitalarios de nacimientos (Ministerio de Salud Pública [MSP], 2025), la tasa nacional promedio de cesáreas prácticamente se duplicó, pasando del 26,5 % al 52,7 %. Este incremento se observa tanto en el sector público como en el privado, y entre todas las regiones del país, superando ampliamente el rango recomendado por la Organización Mundial de la Salud (OMS) (Cóppola, 2015; OMS, 2015; World Health Organization [WHO], 2018a).

¹ La mayor parte de la literatura acerca de los efectos negativos de las cesáreas sobre la salud materno-infantil es de carácter descriptivo, basada en estudios observacionales (Belizan et al., 2007; Bisgaard et al., 2007; Blondon et al., 2016; Daltveit et al., 2008; Declercq et al., 2006; de la Cruz et al., 2015; Deneux-Tharaux et al., 2006; Marshall et al., 2011; Martins et al., 2000; Silver et al., 2006; Thavagnanam et al., 2008), esto es, no consideran, más allá de las variables de control, la posible correlación entre los factores que determinan las cesáreas (desde condiciones médicas a preferencias de madre u obstetra) y aquellos que afectan a los resultados de salud que se pretenden estudiar. De este modo, contamos con pocos estudios capaces de aislar el efecto causal de las cesáreas sobre dichas variables de interés. Los trabajos de Costa-Ramón et al. (2018, 2022) apuntan a efectos negativos de corto plazo (menor Apgar, mayor ingreso en la unidad de cuidados intensivos y mayor necesidad de reanimación) y un impacto limitado y poco robusto en resultados de largo plazo como asma y obesidad del niño. Por su parte, Card et al. (2023) documentan mejores puntuaciones de Apgar, menor necesidad de readmisión del bebé en el hospital y mayores tasas de supervivencia, mientras que encuentran que las cesáreas incrementan la probabilidad de visitas a los servicios de emergencia por problemas respiratorios en el primer año de vida. Por último, de acuerdo con Jensen y Wüst (2015), Mühlrad (2022) y Rogvi et al. (2025), las cesáreas parecerían mejorar los indicadores de salud al nacimiento y en el primer año de vida en el caso de las presentaciones podálicas.

Estudios previos en el país muestran que la alta incidencia no se explica totalmente por indicaciones clínicas o perfiles obstétricos (Aguirre et al., 2019; Briozzo et al., 2019; Colomar et al., 2022). En particular, Aguirre et al. (2019), con información sobre nacimientos del periodo 2009-2014, documentan que la tasa de cesáreas para el total nacional ascendía a 42,9%, sensiblemente superior a la justificada medicamente por la aplicación de los criterios de la OMS a los nacimientos en el país (24,3%). En otras palabras, la tasa de cesáreas resultaba un 75,5% más alta que la justificada por motivos médicos de acuerdo con los parámetros de la OMS. Ello sugiere la influencia de otros factores más allá de los cambios demográficos, como la organización institucional, incentivos económicos o preferencias médicas y de los pacientes.

El presente trabajo analiza los factores explicativos de la evolución de la tasa de cesáreas en Uruguay entre 2002 y 2024, diferenciando entre la parte de esta alza asociado a características observables (cambios en la composición de las mujeres que dan a luz) y el vinculado a diferencias en los coeficientes o en tasas específicas de cesáreas por características (cambios en la práctica y organización clínica). Para ello, se utilizan datos del Sistema Informático Perinatal (SIP) (MSP, 2025), un registro hospitalario de nacimientos de cobertura nacional y prácticamente universal, y se aplican dos descomposiciones, una de carácter estadístico-demográfico y otra, de índole econométrica, a fin de cuantificar el peso relativo de ambos componentes en este incremento y orientar políticas de reducción segura de la cesárea. Hasta donde alcanza nuestro conocimiento, somos los primeros en explorar los elementos determinantes del fuerte incremento de la tasa de cesáreas en Uruguay en las últimas décadas.

Los resultados sugieren que el importante incremento de la tasa de cesáreas se encuentra asociado en gran medida al aumento de las cesáreas programadas y al efecto mecánico de las cesáreas previas en la modalidad de los partos subsiguientes. Asimismo, aproximadamente la mitad de esta alza obedece a cambios en las características observables de los nacimientos (tanto de las madres como de las características institucionales y organizacionales). Dentro de este componente, tienen especial protagonismo el aumento de la edad materna, la menor proporción de madres multíparas, el mayor peso de las mujeres con antecedente de cesárea, el pasaje de usuarias al sector de salud privado -debido a la reforma del sector- y el mayor peso de las iniciaciones inducidas de parto. En virtud de estos resultados, realizamos recomendación de política destinadas, fundamentalmente, a evitar cesáreas en las madres primerizas y contener el incremento de las inducciones y cesáreas programadas.

El resto del trabajo se organiza en seis secciones. La segunda de ellas, discute los principales determinantes de las cesáreas. La tercera sección describe la base de datos utilizada en el trabajo. En la cuarta sección se caracterizan los métodos empleados para el análisis,

mientras que la quinta presenta los principales resultados. La sección seis aborda una discusión de los principales hallazgos del trabajo y el último apartado resume las principales conclusiones.

2. CAUSAS DE LA CESÁREA: MÁS ALLÁ DE LA CLÍNICA

El crecimiento de las cesáreas responde a una compleja interacción de factores clínicos, institucionales, demográficos y económicos. Desde la perspectiva obstétrica, Robson (2001) propone una clasificación que identifica cinco variables clave: (i) tipo de embarazo (único o múltiple), (ii) inicio del parto (espontáneo, inducido o cesárea electiva), (iii) presentación fetal (cefálica, pelviana o transversa), (iv) historia obstétrica previa (nulípara, multípara sin cesárea, multípara con cesárea previa) y (v) edad gestacional (término o pretérmino, dependiendo de si el periodo de gestación es inferior a 37 semanas). A partir de estas variables, Robson propone 10 grupos mutuamente excluyentes con distintos riesgos de nacimiento por cesárea (Tabla 1). Esta clasificación se ha convertido en un estándar internacional para monitorear y comparar tasas de cesárea (Betrán et al., 2018; OMS, 2015; Vogel et al., 2015; WHO, 2018a). La aplicación de dicha clasificación para Uruguay ha revelado que la alta incidencia de cesáreas, especialmente en el sector privado, no se justifica por las características médico-obstétricas de los partos, a la vez que las variables que más contribuyen son las cesáreas previas, cesárea electiva o inducción fallida en nulíparas a término y nulíparas a término con inicio espontáneo del trabajo de parto (Aguirre et al., 2019; Briozzo et al., 2019; Colomar et al., 2022).

Centrándonos en la mujer, las preferencias individuales y las percepciones del riesgo pueden influir en la decisión sobre la vía de parto. Estudios muestran que el miedo al dolor, experiencias previas negativas y la percepción de mayor seguridad del procedimiento pueden elevar la solicitud materna por cesárea, especialmente cuando las mujeres se sienten poco informadas o carecen de un rol activo en la toma de decisiones (Barros et al., 2015; Corredor-Waldron et al., 2024; Johanson et al., 2001; Karlström et al., 2011). Revisiones recientes destacan que, incluso cuando las mujeres expresan preferencias, estas suelen estar fuertemente moldeadas por la información, el enfoque comunicacional y las recomendaciones de los equipos de salud, más que por una decisión plenamente autónoma (Loke et al., 2019). A nivel regional, estudios en América Latina indican que la solicitud materna explícita de cesárea es baja y que las preferencias están mediadas por experiencias previas y por la percepción de riesgos transmitida por profesionales (Mazzoni et al., 2016). En Uruguay no existen encuestas con instrumentos validados para evaluar la experiencia del parto o las preferencias respecto al tipo de parto que suelen aplicarse en otros países.

A su vez, los cambios demográficos que retrasan la edad de inicio a la maternidad pueden representar un factor adicional que aumenta el riesgo de comorbilidades y consecuentemente de cesáreas. En Uruguay, mientras que entre 1978 y 2011, la edad media al primer nacimiento apenas aumentó un año (Nathan, 2015), en el período que va de 2016 a 2021, el crecimiento fue de aproximadamente dos años (Cabella et al., 2024).

En relación con el nivel médico y obstétrico, pueden existir preferencias por la cesárea como respuesta a las capacidades resolutivas de los hospitales, estrategias de medicina defensiva o respuestas ante el aumento de litigios por mala praxis (Baicker et al., 2006, 2007; Brown III, 1996; Carrier et al., 2010; Currie & MacLeod, 2008; Declarcq et al., 2007; Fabbri et al., 2016). También existen determinantes a nivel hospitalario. Factores como la presencia de modelos de atención centrados en la partería, la capacidad resolutiva del centro, el tipo de gestión (público o privado), el volumen de partos, la disponibilidad de cuidados intensivos neonatales, entre otros, inciden significativamente en las tasas de cesárea (Card et al., 2023; Corredor-Waldron et al., 2024; Dahlen et al., 2012; Fischer et al., 2024).

Finalmente, las intervenciones regulatorias y las políticas públicas también desempeñan un rol central. Las guías clínicas por parte de la autoridad sanitaria brindan recomendaciones para el manejo de situaciones obstétricas vinculadas con cesáreas evitables. Las mismas suelen estar basadas en evidencia y/o cambios tecnológicos que se van incorporando. Quizás el estudio más influyente, que determinó las guías clínicas tanto a nivel nacional como internacional, fue el de Hannah et al. (2000), *Term Breech Trial*, publicado en octubre de 2000, y cuyos resultados mostraron que la cesárea electiva planificada reduce el riesgo neonatal comparada con el intento de parto vaginal en presentación podálica a término, sin aumentar el riesgo materno. En muchos países, a partir de 2001 se observa una caída abrupta de partos vaginales en podálica y un aumento de las cesáreas electivas en estos casos (American College of Obstetricians and Gynecologists [ACOG], 2018, Hehir et al., 2018, Yaouzis Olsson et al., 2024). Existe, incluso, cierta evidencia de que la influencia de este ensayo aleatorio controlado puede haber permeado, incluso, el modo de parto de los partos no podálicos (Baker et al., 2022).

Para Uruguay existen tres guías asociadas a la atención de la mujer en el proceso del embarazo, parto y puerperio y al manejo de situaciones obstétricas vinculadas con cesáreas evitables (MSP, 2014, 2019, 2023). A su vez, se profundizaron políticas de salud sexual y reproductiva a partir de la aprobación de la Ley N° 18.426 sobre salud sexual y reproductiva (2008) y de la Ley N° 18.987 sobre interrupción voluntaria del embarazo (2012), con avances en acceso a anticoncepción y educación sexual. Finalmente, es importante mencionar la Ley N° 19.167 sobre regulación de las técnicas de reproducción humana asistida (2013), reglamentada

por el Decreto N° 311/014, que determina las condiciones de acceso y financiamiento para técnicas de baja complejidad, y por el Decreto N° 84/015, que establece la cobertura para tratamientos de alta complejidad a través del Fondo Nacional de Recursos (FNR)². Estas políticas podrían haber cambiado la composición de los nacimientos, por ejemplo, aumentando los embarazos planeados, postergando la edad de inicio a la maternidad, aumentando los embarazos múltiples, entre otros.

Los sistemas de pago representan también un elemento a tener en cuenta cuando su implementación puede favorecer prácticas quirúrgicas, así como regulaciones sobre tiempos de trabajo médico o incentivos vinculados a resultados (Gibbons et al., 2010; Gruber et al., 1999; Triunfo & Rossi, 2009; WHO, 2018a;). En Uruguay, a partir de 1993, luego de la llamada huelga de los “cien días”, se generó un acuerdo bipartito entre instituciones médicas de la capital de país (Montevideo) y las sociedades anestésico-quirúrgicas que determinó aumentos salariales y el establecimiento de pagos por acto médico y quirúrgico.

Actualmente, para los prestadores que integran el Fondo Nacional de Salud (FONASA), el pilar público de financiación de las prestaciones de salud en el país, solo se regulan los mínimos salariales (laudos médicos), pudiendo existir la “competencia por precios” en el sector. En términos generales, en los hospitales privados el parto queda arancelado como una cirugía menor y la cesárea como cirugía mayor, existiendo pago diferencial para parto y cesárea coordinada y urgente, y privilegiándose el valor del acto médico en relación con el salario fijo.

De todas formas, existe una gran variabilidad entre las instituciones del subsector, habiéndose promovido recientemente un arancel “nacimiento”, que lleve a la equiparación de pago por cualquier vía de nacimiento y, en consecuencia, a reducir los incentivos a la realización de cesáreas. Lamentablemente, no existe información pública que permita sistematizar las diferencias por hospital privado. Por su parte, en los hospitales públicos, el componente de salario fijo no asociado a pagos por acto médico representa el elemento fundamental de la remuneración.

² El FNR es una institución de carácter público no estatal que tiene como cometidos brindar cobertura financiera universal a procedimientos de alta complejidad, a dispositivos y medicamentos de alto precio a todas las personas radicadas en el país con cobertura de salud por el Sistema Nacional Integrado de Salud. Según datos oficiales del FNR, entre 2015 y 2023 se autorizaron aproximadamente 600 procedimientos por año (un total de 5,653) (Perna et al., 2024).

3. DATOS

En este trabajo, se utilizan datos de naturaleza administrativa procedentes del SIP para el periodo 2002-2024, un registro hospitalario de nacimientos que incluye información detallada de la madre, el recién nacido y el embarazo (MSP, 2025). A lo largo del periodo de interés, la cobertura del SIP ha aumentado de manera sostenida en comparación con los guarismos proporcionados por los certificados de nacimiento, de cobertura universal, pasando del 83% al 95%. Este avance responde tanto a la promoción del regulador (MSP) como a cambios informáticos, que han mejorado la calidad de la información recolectada.

La variable dependiente fundamental en el trabajo es la ocurrencia de cesárea en el parto (frente a la modalidad vaginal). Asimismo, en análisis secundarios, se emplea como evento de interés las cesáreas electivas. Esta categoría se utiliza cuando el parto no se inicia espontáneamente, ni es inducido y el nacimiento ocurre por cesárea programada antes del inicio de trabajo de parto. Estas cesáreas pueden ser por indicación médica o a pedido de la mujer, diferenciación que, lamentablemente, no está disponible en nuestra base de datos. Como es habitual en la literatura, en este trabajo se utiliza indistintamente la terminología cesáreas electivas o programadas (véase, por ejemplo, Card et al. [2023]).

En primer lugar, se realiza la descomposición utilizando los grupos de Robson, que suponen segmentos no solapados de nacimientos. En la segunda estrategia, se consideran cuatro de las cinco variables que determinan dichos grupos, a través de especificaciones binarias: número de partos anteriores (ninguno -categoría de referencia-, uno o más), número de cesáreas previas (ninguna -valor de referencia-, una o más), parto múltiple, presentación (cefálica -categoría de referencia-, podálica y situación transversa) y nacimiento prematuro (menos de 37 semanas de gestación). En principio, no se considera el tipo de inicio de parto (espontáneo, inducido o con cesárea programada) como covariable ya que se generaría colinealidad perfecta debido a que una de las categorías predice determinísticamente el resultado. Desde un punto de vista conceptual, el inicio de parto no puede considerarse un determinante exógeno del tipo de parto debido a que es un mediador entre la práctica clínica y el resultado. Incluirla sobreestimaría la parte explicada por composición lo que en realidad es práctica médica, prediciendo el resultado por construcción.

En análisis complementarios, se realiza la misma descomposición para estudiar los determinantes de las cesáreas programadas (frente al resto de los partos), y en segundo término, como chequeo de robustez, se excluyen las cesáreas programadas, y se estudia la incidencia de

las cesáreas urgentes o no programadas controlando, en este caso, por el inicio espontáneo o inducido del parto.

A su vez, se consideran una serie de variables médico-obstétricas que, de acuerdo con la literatura, pueden afectar a la probabilidad de cesárea y no están incluidas en los grupos anteriores, como ser placenta previa, desprendimiento de placenta y estados hipertensivos del embarazo (hipertensión, preeclampsia, eclampsia).

Lamentablemente, el sistema no registra si la cesárea fue solicitada por la mujer ni indicadores sobre preferencias maternas, lo cual impide analizar ese componente decisorio. Sin embargo, se consideran variables socioeconómicas que, de acuerdo con literatura previa, pueden influir en la probabilidad de cesárea, tales como la edad, el estado civil y la educación de la madre (Baker et al., 2022; Brick et al., 2016; Triunfo & Rossi, 2009). Así, por ejemplo, un estudio reciente para Argentina, Tailandia, Vietnam y Burkina Faso encuentra que mujeres con mayor nivel educativo, residiendo en zonas urbanas y con empleo formal mostraron más probabilidades de tener una preferencia declarada por cesárea (Etcheverry, 2024).

En cuanto a la organización asistencial, desde el 2007 el sistema de salud uruguayo se organiza en el Sistema Nacional Integrado de Salud (SNIS). De todos modos, se mantiene un sistema segmentado en dos grandes subsectores de provisión, público (Administración de Servicios de Salud del Estado [ASSE]) y privado (Instituciones de Asistencia Médica Colectiva [IAMC] y Seguros Privados), además de la Sanidad Policial y Militar, que funcionan con independencia del esquema general. El financiamiento del SNIS se canaliza principalmente a través del FONASA, nutrido de aportes obligatorios de trabajadores, jubilados, empleadores y el Estado, recaudados por el Banco de Previsión social (BPS) y administrados por la Junta Nacional de Salud (JUNASA), que entrega a cada prestador integral (público o privado) una prima per cápita ajustada por riesgo (sexo-edad), a la que se suman incentivos por cumplimiento de metas asistenciales. Los beneficiarios de FONASA deben elegir un prestador y, en ausencia de elección, se asignan al prestador público. Los afiliados no FONASA de ASSE se cubren con recursos presupuesto nacional. Actualmente, casi las tres cuartas partes de la población está afiliada a través de FONASA, y el resto de la atención corresponde a pagos directos de bolsillo, beneficiarios gratuitos de ASSE, o usuarios de Sanidad Militar o Policial (JUNASA, 2024). Dentro de los usuarios FONASA, el 80% se atiende en IAMC y el 20% restante en ASSE.

Tras la reforma, el gasto per cápita de salud pública ha aumentado en términos reales, achicándose la brecha que existía con el sector privado, pero existiendo aún diferencias y percibiéndose de peor calidad. Por otra parte, como se mencionó anteriormente, existen sistemas de remuneraciones y modalidades de trabajo distintas entre los subsectores y por

regiones, en particular, entre la capital y el interior del país. Por ese motivo, se incluye en el análisis una variable que da cuenta si el hospital es público, así como el departamento en el que se encuentra el centro de salud.

Tras eliminar las observaciones con valores perdidos en las variables de interés, y considerar embarazos entre de 22 a 42 semanas de gestación, viables (mayores de 500 g) y de madres de 15 a 49 años, la muestra corresponde a 629,789 nacimientos entre 2002 y 2024. Estas decisiones explican las diferencias entre las cifras de la incidencia de cesáreas presentadas en el análisis descriptivo y las asociadas con el análisis econométrico.

4. MÉTODOS

Para llevar a cabo un primer análisis exploratorio por grupos de Robson (categorías mutuamente excluyentes) se emplea la descomposición propuesta por Kitagawa (1955). De acuerdo con esta aproximación, la tasa global de cesáreas en un momento t (\bar{C}_t), la proporción de partos realizados por esta modalidad, puede expresarse como la suma ponderada de las cesáreas de cada uno de los grupos, esto es,

$$\bar{C}_t = \sum_{g=1}^{10} w_t^g \bar{C}_t^g, \quad (1)$$

donde \bar{C}_t^g y w_t^g representan la tasa de cesáreas del grupo g en t y el peso del grupo g en el total de nacimientos en el año t , respectivamente. Así, la descomposición de la diferencia entre las tasas de cesáreas entre el año 2002 y 2024 viene dado por:

$$\bar{C}_{2024} - \bar{C}_{2002} = \Delta \bar{C} = \sum_{g=1}^{10} \Delta \bar{C}^g = \sum_{g=1}^{10} \left(\Delta \bar{C}_{\text{tasas}}^g + \Delta \bar{C}_{\text{composición}}^g \right), \quad (2)$$

donde $\Delta \bar{C}_{\text{tasas}}^g$ y $\Delta \bar{C}_{\text{composición}}^g$ representan el incremento de la contribución total del grupo g al cambio total en la tasa de cesáreas asociada a los cambios en las tasas específicas por grupos y a la composición del total de nacimientos, respectivamente. Estas pueden definirse como:

$$\begin{aligned} \Delta \bar{C}_{\text{tasas}}^g &= \left(\bar{C}_{2024}^g - \bar{C}_{2002}^g \right) \frac{w_{g,2002} + w_{g,2024}}{2} \\ \Delta \bar{C}_{\text{composición}}^g &= \left(w_{g,2024} - w_{g,2002} \right) \frac{\bar{C}_{2002}^g + \bar{C}_{2024}^g}{2} \end{aligned} \quad (3)$$

Una segunda estrategia, y centro de nuestro análisis, consiste en analizar en mayor detalle, y sin necesidad de emplear grupos no solapados, las brechas en la tasa de cesáreas entre años específicos mediante la descomposición de Oaxaca-Blinder (OB) (Blinder, 1973; Oaxaca,

1973). Esta técnica permite separar la variación total de la tasa de cesáreas en dos componentes: (i) la parte *explicada* por cambios en las características observables de las mujeres y los contextos de atención (composición) y (ii) el cambio *no explicado*, asociado a cambios en los coeficientes o retornos de dichas características (comportamiento de los prestadores o prácticas clínicas).

La probabilidad de cesárea ($C_{it}=1$) para una mujer i en el año t se modeliza como:

$$P(C_{it} = 1 | X_{it}) = F(X_{it}\beta_t) = \frac{e^{X_{it}\beta_t}}{1 + e^{X_{it}\beta_t}}, \quad (4)$$

donde X_{it} es el vector de características observables (maternas, médico-obstétricas e institucionales), β_t son los coeficientes asociados y $F(\cdot)$ es la función de distribución acumulada de la distribución logística estándar. Definimos la tasa de cesáreas promedio de un año t como:

$$\bar{C}_t = \sum_{i=1}^{N_t} P(C_{it} = 1 | X_{it}) \quad (5)$$

Así, definimos el cambio en la tasa de cesáreas entre el año 2002 y el año 2024 ($\Delta\bar{C}$) como:

$$\bar{C}_{2024} - \bar{C}_{2002} = \Delta\bar{C} = \frac{1}{N_{2024}} \sum_{i=1}^{N_{2024}} F(X_{i2024}\beta_{2024}) - \frac{1}{N_{2002}} \sum_{i=1}^{N_{2002}} F(X_{i2002}\beta_{2002}), \quad (6)$$

Siendo N_t el número de nacimientos en el año t . El cambio en la tasa de cesáreas puede descomponerse como:

$$\Delta\bar{C} = \Delta\bar{C}_{\Delta X} + \Delta\bar{C}_{\Delta\beta}, \quad (7)$$

donde $\Delta\bar{C}_{\Delta X}$ y $\Delta\bar{C}_{\Delta\beta}$ representan el cambio en la tasa de cesáreas asociada a cambios en las características observables (diferencias en las características de las mujeres y de los hospitales, esto es, cambios en la composición) y a los coeficientes (también llamada parte no explicada y que recoge variaciones en las tasas específicas de cesárea, condicionadas a un conjunto de características observables). Estos términos se calculan como sigue:

$$\begin{aligned} \Delta\bar{C}_{\Delta X} &= \frac{1}{N_{2024}} \sum_{i=1}^{N_{2024}} F(X_{i2024}\beta_{2002}) - \frac{1}{N_{2002}} \sum_{i=1}^{N_{2002}} F(X_{i2002}\beta_{2002}) = \sum_{j=1}^K \Delta\bar{C}_{\Delta X}^j \\ \Delta\bar{C}_{\Delta\beta} &= \frac{1}{N_{2024}} \sum_{i=1}^{N_{2024}} F(X_{i2024}\beta_{2024}) - \frac{1}{N_{2024}} \sum_{i=1}^{N_{2024}} F(X_{i2024}\beta_{2002}), \end{aligned} \quad (8)$$

donde $\Delta\bar{C}_{\Delta X}^j$ denota la parte del cambio asociado a coeficientes asociado al regresor j , que puede calcularse de la forma siguiente (Yun, 2004):

$$\Delta \bar{C}_{\Delta X}^j = \frac{\left(\bar{X}_{2024}^j - \bar{X}_{2002}^j \right) \beta_{2002}^j}{\left(\bar{X}_{2024} - \bar{X}_{2002} \right) \beta_{2002}} \Delta \bar{C}_{\Delta X}, \quad (9)$$

donde \bar{X}_t , \bar{X}_t^j y β_t^j representan un vector fila que contiene las medias de todas las covariables en t , la media de la covariable j en t y el coeficiente asociado a la variable j en t . Dado que las variables categóricas se representan mediante conjuntos de variables dicotómicas, las contribuciones individuales dependen de la categoría de referencia elegida. Este es el conocido problema de normalización (Fortin et al., 2011), por lo que deben interpretarse las contribuciones conjuntas de cada bloque de variables binarias (cuya suma es invariable con la categoría de referencia).

La descomposición de la parte no explicada es problemática, ya que presenta serios problemas de interpretación.

En primer lugar, captura cambios en los coeficientes y las dotaciones no observadas, y es más vulnerable a errores de especificación del modelo que la parte explicada, ya que se refiere a diferencias en los coeficientes estimados.

En segundo lugar, si bien el tratamiento de las variables continuas suele ser sencillo, a diferencia de la parte explicada, la contribución de cada variable categórica (introducida mediante variables binarias) a la parte no explicada depende de la elección de la categoría de referencia. Para abordar esta cuestión, Yun (2008) propone una normalización de los coeficientes asociados a las variables binarias, expresándolos como desviaciones de la media ponderada entre categorías. Sin embargo, con este enfoque, solo la contribución total de la variable, y no la de cada categoría individual, es directamente interpretable. Por otra parte, Fortin et al. (2011) señalan que, si bien la normalización hace que la contribución de cada variable sea invariable a la elección de la categoría base, el procedimiento en sí mismo sigue siendo discrecional.

En tercer lugar, la inclusión de variables categóricas en la parte no explicada (con o sin normalización) no es fácilmente interpretable. En el contexto de la descomposición OB, la contribución de una variable categórica refleja únicamente los cambios relativos entre categorías, mientras que los cambios comunes en la misma dirección son absorbidos por la intersección. Esto puede producir resultados contraintuitivos: por ejemplo, si las tasas de cesáreas aumentan en todas las categorías de una variable, la contribución de esa variable puede parecer negativa si la brecha entre categorías se reduce. Finalmente, el tratamiento de variables con categorías poco frecuentes (p. ej., partos múltiples, eclampsia) en la parte no explicada es particularmente problemático: pequeños cambios en los coeficientes pueden traducirse en

contribuciones desproporcionadamente grandes que dominen el componente no explicado. Es más probable que estos resultados sean efectos de la metodología que evidencia real de cambios estructurales en la población. Por estas razones, no se aplican otros enfoques de descomposición como Fairlie (2005) o Ñopo (2008) o trabajos que emplean la misma metodología (Dustmann et al., 2022), no desagregándose las contribuciones individuales de cada variable en la parte no explicada.

Si bien no es posible establecer relaciones causales directas, resulta relevante examinar la evolución temporal de los componentes explicados y no explicados. Como se mencionó previamente, existieron distintos hitos vinculados a intervenciones regulatorias y de políticas públicas en años específicos. Entre ellos la reforma del sector salud iniciada en 2007, el cambio en las pautas de cesárea para presentación podálica a partir de 2001, modificaciones en las guías clínicas, la aprobación de leyes específicas (salud sexual y reproductiva, aborto y fertilidad asistida) y cambios demográficos, asociados al aumento de la edad al primer hijo y a la gran caída de la fecundidad a partir de 2016. Por tal motivo, además de presentar los cambios en el período completo disponible (2002-2024), reportamos los resultados para el período post reforma (2008-2024), para el período de mayor caída de la fecundidad (2015-2024) y para el año pre y post pandemia COVID-19 (2019-2022).

5. RESULTADOS

Como se observa en la Figura 1, hay una tendencia sostenida y marcada al alza en la tasa de cesáreas entre 2002 y 2024, tanto en el sector público como en el privado, con un incremento agregado de 32.2 puntos porcentuales (del 24.3% al 56.5%). Asimismo, se observa que las cesáreas programadas (sin trabajo de parto) dan cuenta de gran parte del incremento total en la tasa de partos por cesárea.

La Tabla 2 muestra la distribución de los nacimientos por grupos de Robson para el principal periodo de interés, las tasas de cesárea de cada uno de ellos y los resultados de la aplicación de la aproximación propuesta por Kitagawa, una descomposición de una identidad aritmético-estadística. La aplicación de esta herramienta metodológica revela que el incremento en la tasa de cesáreas responde en casi un 50% al cambio en la composición de los partos de acuerdo con la clasificación de Robson y otorga con un rol muy similar para las tasas de cesárea específicas por grupos. Resulta notable que estos resultados sugieren un rol protagónico a los grupos 2 y 5, lo cual responde a la fuerte alza de las cesáreas programadas e inducciones -como mostramos posteriormente con más detalle en nuestro análisis de cesáreas programadas y

urgentes- y al efecto cuasi-mecánico de las cesáreas previas sobre el tipo de parto de los nacimientos posteriores.

En la Tabla 3, se presentan las estadísticas descriptivas de la composición de los nacimientos entre 2002 y 2024 que se consideran en la descomposición de OB y que recogen los cambios en el perfil obstétrico y sociodemográfico de las mujeres que dan a luz en Uruguay. La edad promedio de la madre al nacimiento aumentó de 26.2 a 28.9 años, reflejando el desplazamiento de la maternidad hacia edades más avanzadas. También se observa un incremento marcado en el nivel educativo materno, de 8.6 a 11.6 años de escolaridad promedio, consistente con mejoras en el capital humano de las mujeres. La proporción de nulíparas aumenta (de 37.5% a 50.3%), evidenciando la caída de la fecundidad y la postergación del primer hijo.

En el plano clínico, el porcentaje de partos pretérmino se mantiene estable (alrededor del 9%), mientras que los embarazos múltiples y las patologías hipertensivas aumentan ligeramente, posiblemente, vinculados a cambios en la edad y en las técnicas reproductivas. El porcentaje de mujeres con cesárea previa pasa de 14.1% a 22.2%, lo que indica un efecto acumulativo casi mecánico (ya que la probabilidad de cesárea en el caso de antecedente previo se dispara) en el crecimiento global de cesáreas. En cuanto a la organización del sistema, se aprecia un cambio significativo en la distribución institucional: la proporción de partos en el sector privado pasa de 33.9% a 72.7%, coherente con la expansión de la cobertura FONASA y el aumento de la afiliación a IAMC tras la reforma del SNIS.

Como muestran las estadísticas descriptivas presentadas en la Tabla 4, hay un incremento sistemático de la tasa de cesáreas entre 2002 y 2024 en prácticamente todos los subgrupos analizados, lo que evidencia que el alza se trata de un fenómeno transversal que trasciende edad, nivel educativo y sector de atención. La probabilidad de cesárea aumenta con la edad materna: entre las menores de 20 años pasa de 17.2% a 43.6% y entre las mayores de 35 años de 33.2% a 67.1%. También se agranda con la educación, aunque el gradiente es menos pronunciado, lo que sugiere que el mayor nivel educativo no necesariamente protege frente a la intervención. La diferencia entre nulíparas y multíparas persiste, aunque se acorta, indicando una expansión tanto de cesáreas primarias como de repetidas. Los embarazos de mayor riesgo (tales como pretérminos, múltiples, presentación podálica) también presentan incrementos en el período al igual que los embarazos de mujeres sin factores clínicos de riesgo evidentes. Al analizar las diferencias por sector de atención, se observa que la tasa de cesárea es mayor en el sector privado, con una brecha absoluta que se mantiene en el período, aproximadamente en 26 puntos porcentuales. Sin embargo, la diferencia relativa disminuye, mientras que en 2002 la

tasa del sector privado es 79% mayor a la del sector público, en 2024 esa diferencia resulta solo un 36% superior. La Tabla A1 recoge los resultados de los modelos logísticos utilizados en la descomposición de OB, que corroboran la información de las estadísticas descriptivas.³

En la Tabla 5, se presentan los resultados de la descomposición de OB, que pretende diferenciar qué parte del incremento en la tasa de cesáreas entre distintos subperiodos corresponde a cambios explicados y no explicados por las características observables de los nacimientos. El componente explicado corresponde aproximadamente a la mitad de la brecha total en los períodos analizados. Es importante destacar que se están excluyendo de la comparación los años 2020 y 2021, donde la pandemia de COVID-19 provocó cambios organizacionales asociados a protocolos de reducción de estancia hospitalaria, reducción de inducciones prolongadas, restricciones al acompañamiento, falta de personal, entre otros, lo cual en varios países se asoció a un aumento de cesáreas programadas para acortar tiempos y reducir exposición del personal. Esto podría provocar un incremento del componente no explicado, debido a decisiones organizacionales más que riesgo clínico.

Al comparar el periodo 2019-2022, se pretende considerar un año pre pandemia COVID-19 y el año post pandemia, el cual podría reflejar qué adaptaciones organizacionales transitorias durante el COVID-19, se convirtieron en cambios permanentes de práctica bajo nuevos estándares. Se observa que el componente no explicado se acentúa (casi 70%), lo que refuerza que, aún sin cesáreas programadas, el crecimiento obedece principalmente a cambios en la práctica clínica y organizacional dentro de los grupos comparables.

Al analizar el componente explicado en el periodo 2002-2024, los factores socioeconómicos de la madre -especialmente la edad y el nivel educativo- muestran patrones claros y consistentes. La edad materna aporta 2.5 puntos porcentuales (16%), con efecto positivo y altamente significativo en el aumento de las cesáreas. Este resultado refleja el desplazamiento de la maternidad hacia mayores edades, asociado a un mayor riesgo clínico y a una mayor probabilidad de cesárea. En contraste, la educación materna (coeficiente negativo y estadísticamente significativo) moderó parcialmente el crecimiento total de las cesáreas.

Entre los factores obstétricos, el antecedente de cesárea previa es el determinante individual más importante, con una contribución del 28% en el componente explicado (4.4 puntos porcentuales) seguido por la multiparidad que tuvo una influencia positiva, de 25%.

³ Resulta importante considerar que, en el caso de variables categóricas, al existir una categoría base, los resultados del modelo logístico son únicamente informativos respecto a los cambios relativos de la tasa de cesáreas, quedando los cambios transversales subsumidos en la constante del modelo.

En cuanto a los factores institucionales, el sector privado tuvo un efecto positivo y significativo en el aumento de las cesáreas, con un peso del 22% en el componente explicado.

Este resultado es también el observado entre 2008 y 2024, período post reforma del sector salud que provocó un crecimiento de la cobertura del FONASA y un traslado de usuarias al sector privado (2.5 puntos porcentuales).

Dado el fuerte protagonismo del alza de las cesáreas programadas repetimos el análisis anterior considerando todos los partos y, como evento de interés, la realización de una cesárea de esta naturaleza. Los resultados, presentados en la Tabla 6, van en la misma línea que los del análisis principal, otorgando un rol relevante a los antecedentes de cesárea, el traspaso de usuarias al sector privado, la edad materna y la multiparidad.

Finalmente, como ejercicio de robustez, restringimos la muestra a embarazos con inicio del parto espontáneo o inducido (excluyendo las cesáreas programadas) e introducimos como variable de control el tipo de inicio de parto. La Tabla A2 del Anexo reporta los resultados de la descomposición para esta submuestra. Para el periodo 2002-2024, los hallazgos tienden a replicar el patrón de la muestra total: una fracción relevante del aumento de la tasa de cesáreas se explica por cambios en la composición (con especial protagonismo de la edad materna la multiparidad y el sector de salud), pero el componente no explicado mantiene un peso similar o mayor. Asimismo, el incremento en el porcentaje de inducciones del parto parece jugar un papel fundamental en el incremento de las cesáreas no urgentes (4 puntos porcentuales).

DISCUSIÓN

Los resultados muestran que aproximadamente la mitad del aumento en la tasa de cesáreas entre 2002 y 2024 no se explica por características observables de las madres o de los embarazos. Este componente no explicado —asociado a cambios en los coeficientes— sugiere transformaciones en la práctica clínica, en los incentivos institucionales y en los estilos de atención, más allá de las preferencias maternas o profesionales. La composición materna (edad, paridad, educación y antecedentes de cesárea) contribuye de forma importante al crecimiento histórico, pero pierde capacidad explicativa en los años recientes, lo que apunta a la necesidad de intervenir directamente sobre los determinantes de la práctica médica, en particular en la cesárea primaria y en las inducciones del trabajo de parto. A largo plazo, la acumulación de cesáreas previas perpetúa la tendencia ascendente, reforzando que la prevención de la primera cesárea debe constituir un objetivo estructural. En esta línea, diversas revisiones y consensos internacionales coinciden en que la reducción segura de la cesárea primaria ofrece el mayor

potencial de mejora sin comprometer la seguridad materno-neonatal (ACOG, 2019; Caughey et al., 2014; Boerma et al., 2018; Sandall et al., 2018).

Por otra parte, el menor peso del sector privado como factor explicativo indica que el incremento reciente trasciende los límites institucionales y se ha convertido en un fenómeno transversal dentro del SNIS, donde el sector público tampoco se encuentra al margen del aumento sostenido de intervenciones quirúrgicas.

Desde una perspectiva de política sanitaria, los resultados ofrecen herramientas concretas para el diseño de metas asistenciales y de incentivos dentro del SNIS. En primer lugar, la fijación de metas de proceso y resultados ajustadas por riesgo parece una herramienta factible, más que la fijación de porcentajes uniformes o reducciones generales de la tasa de cesárea que puedan comprometer la seguridad materno-neonatal.

En segundo lugar, la utilización de la clasificación de Robson podría representar un elemento a institucionalizar para el monitoreo y la mejora continua de la práctica obstétrica. En este sentido, cabe señalar que existe una notable ventana de oportunidad asociada a las mejoras continuas que se pueden introducir en el SIP, y en particular a la posibilidad de contar con el registro en tiempo real. Lo anterior permitiría incorporar sistemas de validaciones automáticas, alertas y tableros dinámicos, que detecten tempranamente desviaciones relevantes, como incrementos en la cesárea primaria en los grupos de Robson 1 y 2, o disminuciones en los partos vaginales después de cesárea (grupo 5). Un despliegue adecuado de estos instrumentos debería acompañarse de instancias de capacitación, supervisión técnica y protocolos estandarizados para asegurar la calidad del registro y la confidencialidad de los datos.

Por último, el fortalecimiento del modelo de atención obstétrica representa una de las estrategias más costo-efectivas para reducir cesáreas innecesarias sin comprometer la seguridad materno-neonatal. En este sentido, promover la atención liderada por parteras profesionales, el acompañamiento continuo durante el trabajo de parto (Bohren et al., 2017) y el uso racional de la inducción son líneas de acción prioritarias (National Institute for Health and Care Excellence [NICE], 2021; WHO, 2018b). La evidencia internacional muestra que los modelos de parto liderados por parteras reducen significativamente las intervenciones médicas —incluidas las cesáreas y episiotomías—, mejoran la satisfacción de las usuarias y no aumentan los eventos adversos (Renfrew et al., 2014; Sandall et al., 2024). Estos resultados se explican por una mayor continuidad asistencial, la promoción del parto fisiológico y una comunicación más efectiva entre el equipo de salud y la gestante.

Para Uruguay, reforzar este enfoque implica consolidar equipos obstétrico-ginecológicos y partería mixtos en todos los niveles, actualizar protocolos de inducción y

manejo del trabajo de parto conforme a la evidencia disponible e incorporar mecanismos de auditoría clínica que garanticen la toma de decisiones compartida y la segunda opinión en cesáreas primarias. Asimismo, es deseable reforzar la formación continua en buenas prácticas de atención, mejorar las condiciones laborales y de cobertura de las parteras, y asegurar su participación activa en la definición de protocolos institucionales.

Estas acciones, combinadas con el monitoreo a través del SIP y la clasificación de Robson, permitirían alinear la práctica clínica con los principios de seguridad, calidad y humanización del nacimiento que promueve el SNIS (WHO, 2016).

6. CONCLUSIONES

Los hallazgos de este estudio confirman que el aumento sostenido de la tasa de cesáreas en Uruguay entre 2002 y 2024, que asciende a casi 30 puntos porcentuales y se encuentra muy por encima de las recomendaciones de organismos como la OMS, responde a un fenómeno complejo, donde los cambios en la composición sociodemográfica y obstétrica de las madres explican solo una parte del crecimiento observado. Los resultados de las descomposiciones de Kitagawa y Oaxaca-Blinder, muestran que, si bien la mayor edad materna y el antecedente de cesárea previa han contribuido significativamente al incremento, el peso del componente no explicado sugiere transformaciones profundas vinculadas al ámbito de la práctica clínica y de la organización asistencial. Esto pone de relieve la necesidad de revisar los determinantes institucionales y profesionales que sostienen el uso extendido de la cesárea, especialmente la de carácter programado, así como de promover estrategias orientadas a la prevención de la cesárea primaria y a la adecuación de las intervenciones obstétricas bajo un enfoque de seguridad, calidad y respeto a los derechos reproductivos.

Este estudio presenta algunas limitaciones. Primero, pueden existir cambios en la calidad y consistencia de los registros del SIP, asociados a la obligatoriedad y la evolución tecnológica del sistema. En segundo término, algunas variables relevantes —como las preferencias maternas, la disponibilidad de acompañamiento o el modelo de atención obstétrica— no están registradas. En tercer lugar, aunque el incremento de las cesáreas es generalizado, puede existir cierta autoselección en la elección del prestador por parte de las mujeres, lo que podría sesgar parcialmente los resultados. Finalmente, los cambios en los coeficientes no deben interpretarse como relaciones causales, sino como evidencia de que las asociaciones entre características maternas y probabilidad de cesárea han variado a lo largo del tiempo. En síntesis, la reducción de las cesáreas en Uruguay requiere un abordaje integral

centrado en la práctica clínica, sustentado en evidencia, con indicadores robustos y mecanismos de retroalimentación continua que alineen los incentivos institucionales con la calidad y seguridad de la atención perinatal.

REFERENCIAS

- ACOG. (2018). Mode of term singleton breech delivery (Committee Opinion No. 745). *Obstetrics & Gynecology*, 132(2), e60–e63. <https://doi.org/10.1097/AOG.0000000000002755>
- ACOG. (2019). Practice Bulletin No. 205: Vaginal birth after cesarean delivery. *Obstetrics & Gynecology*, 133(2), e110–e127. <https://doi.org/10.1097/AOG.0000000000003078>
- Aguirre, R., Antón, J. I., & Triunfo, P. (2019). Análisis de las cesáreas en Uruguay por tipo de centro hospitalario. *Gaceta Sanitaria*, 33(4), 333-340. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2018.01.004>
- Alzúa, M. L., & Katzkowicz, N. (2021). Pay for performance for prenatal care and newborn health: Evidence from a developing country. *World Development*, 141, 105385. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2020.105385>
- Angolile, C. M., Max, B. L., Mushemba, J., & Mashauri, H. L. (2023). Global increased cesarean section rates and public health implications: A call to action. *Health Science Reports*, 6(5), e1274. <https://doi.org/10.1002/hsr2.1274>
- á Rogvi, J., Bütikofer, A., Krebs, L., Mühlrad, H., & Wüst, M. (2025). Cesarean section, childhood health, and schooling: quasi-experimental evidence from Denmark, Norway and Sweden. *Health Economics*, 34(3), 431-441. <https://doi.org/10.1002/hec.4914>
- Baicker, K., Buckles, K. S., & Chandra, A. (2006). Geographic variation in the appropriate use of cesarean delivery: do higher usage rates reflect medically inappropriate use of this procedure? *Health Affairs*, 25(Suppl. 1), W355-W367. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.25.w355>
- Baicker, K., Fisher, E. S., & Chandra, A. (2007). Malpractice liability costs and the practice of medicine in the Medicare program. *Health Affairs*, 26(3), 841-852. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.26.3.841>
- Baker, M., Isabelle, M., Stabile, M., & Allin, S. (2022). Accounting for the Rising Caesarean Section Rate in Canada: What Are the Roles of Changing Needs, Practices, and Incentives? *Canadian Public Policy*, 48(1), 36-73. <https://doi.org/10.3138/cpp.2021-017>
- Barros, A. J., Santos, I. S., Matijasevich, A., Domingues, M. R., Silveira, M., Barros, F. C., & Victora, C. G. (2011). Patterns of deliveries in a Brazilian birth cohort: almost universal cesarean sections for the better-off. *Revista de Saude Publica*, 45(4), 635-643. <https://doi.org/10.1590/s0034-89102011005000039>
- Barros, F. C., Matijasevich, A., Maranhão, A. G. K., Escalante, J. J., Rabello Neto, D. L., Fernandes, R. M., ... & Victora, C. G. (2015). Cesarean sections in Brazil: will they ever stop increasing? *Revista Panamericana de Salud Pública*, 38(3), 217-225.
- Belizán, J. M., Althabe, F., & Cafferata, M. L. (2007). Health consequences of the increasing caesarean section rates. *Epidemiology*, 18(4), 485-486. <https://doi.org/10.1097/ede.0b013e318068646a>
- Betran, A. P., Temmerman, M., Kingdon, C., Mohiddin, A., Opiyo, N., Torloni, M. R., ... & Downe, S. (2018). Interventions to reduce unnecessary caesarean sections in healthy

- women and babies. *The Lancet*, 392(10155), 1358-1368. [https://doi.org/10.1016/s0140-6736\(18\)31927-5](https://doi.org/10.1016/s0140-6736(18)31927-5)
- Betran, A. P., Ye, J., Moller, A. B., Souza, J. P., & Zhang, J. (2021). Trends and projections of caesarean section rates: global and regional estimates. *BMJ Global Health*, 6(6), e005671. <https://doi.org/10.1136/bmjgh-2021-005671>
- Bisgaard, H., Hermansen, M. N., Buchvald, F., Loland, L., Halkjaer, L. B., Bønnelykke, K., ... & Phipper, C. B. (2007). Childhood asthma after bacterial colonization of the airway in neonates. *New England Journal of Medicine*, 357(15), 1487-1495. <https://doi.org/10.1056/nejmoa052632>
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 8(4), 436-455. <https://doi.org/10.2307/144855>
- Blondon, M., Casini, A., Hoppe, K. K., Boehlen, F., Righini, M., & Smith, N. L. (2016). Risks of venous thromboembolism after cesarean sections: a meta-analysis. *Chest*, 150(3), 572-596. <https://doi.org/10.1016/j.chest.2016.05.021>
- Boerma, T., Ronsmans, C., Melesse, D. Y., Barros, A. J., Barros, F. C., Juan, L., ... & Temmerman, M. (2018). Global epidemiology of use of and disparities in caesarean sections. *The Lancet*, 392(10155), 1341-1348.
- Bohren, M. A., Hofmeyr, G. J., Sakala, C., Fukuzawa, R. K., & Cuthbert, A. (2017). Continuous support for women during childbirth. *Cochrane Database of Systematic Reviews*, 7, Article CD003766. <https://doi.org/10.1002/14651858.CD003766.pub6>
- Brick, A., Layte, R., Nolan, A., & Turner, M. J. (2016). Differences in nulliparous caesarean section rates across models of care: a decomposition analysis. *BMC Health services research*, 16(1), 239. <https://doi.org/10.1186/s12913-016-1494-3>
- Briozzo, L., Tomasso, G., & Colistro, V. (2019). Análisis de la vía del parto en los diferentes escenarios asistenciales en Uruguay. *Revista Médica del Uruguay*, 35(2), 4-31. <https://doi.org/10.29193/RMU.35.2.1>
- Brown III, H. S. (1996). Physician demand for leisure: implications for cesarean section rates. *Journal of Health Economics*, 15(2), 233-242. [https://doi.org/10.1016/0167-6296\(95\)00039-9](https://doi.org/10.1016/0167-6296(95)00039-9)
- Cabella, W., Soto, M. F., Pardo, I., & Pedetti, G. (2024). The big decline. *Demographic Research*, 50, 443-456. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2024.50.16>
- Card, D., Fenizia, A., & Silver, D. (2023). The health impacts of hospital delivery practices. *American Economic Journal: Economic Policy*, 15(2), 42-81. <https://doi.org/10.1257/pol.20210034>
- Carrier, E. R., Reschovsky, J. D., Mello, M. M., Mayrell, R. C., & Katz, D. (2010). Physicians' fears of malpractice lawsuits are not assuaged by tort reforms. *Health Affairs*, 29(9), 1585-1592. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.2010.0135>
- Caughey, A. B., Cahill, A. G., Guise, J. M., Rouse, D. J., & American College of Obstetricians and Gynecologists. (2014). Safe prevention of the primary cesarean delivery. *American journal of obstetrics and gynecology*, 210(3), 179-193.
- Colomar, M., Colistro, V., Sosa, C., de Francisco, L. A., Betrán, A. P., Serruya, S., & De Mucio, B. (2022). Cesarean section in Uruguay from 2008 to 2018: country analysis based on the Robson classification. An observational study. *BMC Pregnancy and Childbirth*, 22(1), 471. <https://doi.org/10.1186/s12884-022-04792-y>
- Cóppola, F. (2015). Cesáreas en Uruguay. *Revista Médica del Uruguay*, 31(1), 7-14. <https://doi.org/10.29193/RMU.40.3.5>
- Corredor-Waldron, A., Currie, J., & Schnell, M. (2024). *Drivers of racial differences in C-sections* (NBER Working Paper No. 32891). National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts. <https://doi.org/10.3386/w32891>

- Costa-Ramón, A. M., Kortelainen, M., Rodríguez-González, A., & Sääksvuori, L. (2022). The long-run effects of cesarean sections, *Journal of Human Resources*, 57(6), 2048-2085. <https://doi.org/10.3368/jhr.58.2.0719-10334R1>
- Costa-Ramón, A. M., Rodríguez-González, A., Serra-Burriel, M., & Campillo, Arteto, C. (2018). It's about time: Cesarean sections and neonatal health. *Journal of Health Economics*, 59, 46-59. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2018.03.004>
- Currie, J., & MacLeod, W. B. (2008). First do no harm? Tort reform and birth outcomes. *The Quarterly Journal of Economics*, 123(2), 795-830. <https://doi.org/10.1162/qjec.2008.123.2.795>
- Dahlen, H. G., Tracy, S., Tracy, M., Bisits, A., Brown, C., & Thornton, C. (2012). Rates of obstetric intervention among low-risk women giving birth in private and public hospitals in NSW: a population-based descriptive study. *BMJ Open*, 2(5), e001723. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2012-001723>
- Daltveit, A. K., Tollånes, M. C., Pihlstrøm, H., & Irgens, L. M. (2008). Cesarean delivery and subsequent pregnancies. *Obstetrics & Gynecology*, 111(6), 1327-1334. <https://doi.org/10.1097/aog.0b013e3181744110>
- de la Cruz, C. Z., Thompson, E. L., O'Rourke, K., & Nembhard, W. N. (2015). Cesarean section and the risk of emergency peripartum hysterectomy in high-income countries: a systematic review. *Archives of Gynecology and Obstetrics*, 292(6), 1201-1215. <https://doi.org/10.1007/s00404-015-3790-2>
- Declercq, E., Menacker, F., & MacDorman, M. (2006). Maternal risk profiles and the primary cesarean rate in the United States, 1991–2002. *American Journal of Public Health*, 96(5), 867-872. <https://doi.org/10.2105/ajph.2004.052381>
- Decreto N.º 84/015, *Reglamentación de la Ley 19.167 relativa a las técnicas de reproducción humana asistida (alta complejidad)*. (2015). Centro de Información Oficial (IMPO). <https://www.impo.com.uy/bases/decretos/84-2015>
- Decreto N.º 311/014, *Reglamentación de la Ley 19.167 relativa a las técnicas de reproducción humana asistida (baja complejidad)*. (2014). Centro de Información Oficial (IMPO). <https://www.impo.com.uy/bases/decretos/311-2014>
- Deneux-Tharaux, C., Carmona, E., Bouvier-Colle, M. H., & Bréart, G. (2006). Postpartum maternal mortality and cesarean delivery. *Obstetrics & Gynecology*, 108(3, Part 1), 541-548. <https://doi.org/10.1097/01.aog.0000233154.62729.24>
- Dustmann, C., Fitzenberger, M., & Zimmermann, M. (2022). Housing expenditure and income inequality. *Economic Journal*, 132(645), 1709-1736. <https://doi.org/10.1093/ej/ueab097>
- Etcheverry, C., Betrán, A. P., de Loenzien, M., Kaboré, C., Lumbiganon, P., Carroli, G., ... & QUALI-DEC research group. (2024). Women's caesarean section preferences: A multicountry cross-sectional survey in low-and middle-income countries. *Midwifery*, 132, 103979. <https://doi.org/10.1016/j.midw.2024.103979>
- Fabbri, D., Monfardini, C., Castaldini, I., & Protonotari, A. (2016). Cesarean section and the manipulation of exact delivery time. *Health Policy*, 120(7), 780-789. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2016.05.001>
- Fairlie, R. W. (2005). An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models. *Journal of Economic and Social Measurement*, 30(4), 305-316. <https://doi.org/10.3233/JEM-2005-0259>
- Fischer, S., Royer, H., & White, C. (2024). Health care centralization: The health impacts of obstetric unit closures in the United States. *American Economic Journal: Applied Economics*, 16(3), 113-141. <https://doi.org/10.1257/app.20220341>

- Fortin, N., Lemieux, T., & Firpo, S. (2011). Decomposition methods in Economics. In O. Ashenfelter & D. Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics* (Vol. 4A, pp. 1-102). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)00407-2](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)00407-2)
- Gibbons, L., Belizán, J. M., Lauer, J. A., Betrán, A. P., Merialdi, M., & Althabe, F. (2012). Inequities in the use of cesarean section deliveries in the world. *American Journal of Obstetrics and Gynecology*, 206(4), 331.e1-331.e19. <https://doi.org/10.1016/j.ajog.2012.02.026>
- Gibbons, L., Belizán, J. M., Lauer, J. A., Betrán, A. P., Merialdi, M., & Althabe, F. (2010). The global numbers and costs of additionally needed and unnecessary caesarean sections performed per year: overuse as a barrier to universal coverage. *World Health Report*, 30(1), 1-31.
- Gomulka, J., & Stern, N (1990). The employment of married women in the United Kingdom 1970–1983. *Economica*, 57(226), 171–199. <https://doi.org/10.2307/2554159>
- Gruber, J., Kim, J., & Mayzlin, D. (1999). Physician fees and procedure intensity: the case of cesarean delivery. *Journal of Health Economics*, 18(4), 473-490.
- Halla, M., Mayr, H., Pruckner, G., J., & García-Gómez, P. (2020). Cutting fertility? Effects of cesarean deliveries on subsequent fertility and maternal labor supply. *Journal of Health Economics*, 72, 102325. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2020.102325>
- Hannah, M. E., Hannah, W. J., Hewson, S. A., Hodnett, E. D., Saigal, S., & Willan, A.R. (2000). Planned caesarean section versus planned vaginal birth for breech presentation at term: a randomised multicentre trial. *The Lancet*, 356(9239), 1375-1383. [https://doi.org/10.1016/s0140-6736\(00\)02840-3](https://doi.org/10.1016/s0140-6736(00)02840-3)
- Hehir, M. P., Ananth, C. V., Siddiq, Z., Flood, K., Friedman, A. M., & D’Alton, M. E. (2018). Cesarean delivery in the United States 2005 through 2014: a population-based analysis using the Robson 10-Group Classification System. *American Journal of Obstetrics and Gynecology*, 219(1), 105.e1-105.e11. <https://doi.org/10.1016/j.ajog.2018.04.012>
- Jann, B. (2008). The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal: Promoting communications on statistics and Stata*, 8(4), 453-479. <https://doi.org/10.1177/1536867X0800800401>
- Jensen, V. M., & Wüst, M. (2015). Can Caesarean section improve child and maternal health? The case of breech babies. *Journal of Health Economics*, 39, 289-302. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2014.07.004>
- Johanson, R., & Newburn, M. (2001). Promoting normality in childbirth: Women and professionals should be encouraged to consider vaginal birth positively. *BMJ*, 323(7322), 1142-1143. <https://doi.org/10.1136/bmj.323.7322.1142>
- Jones, F. L. (1983). On decomposing the wage gap: a critical comment on Blinder's method. *Journal of Human Resources*, 18(1), 126-130. <https://doi.org/10.2307/145660>
- JUNASA. (2023). *Rendición de Cuentas Ejercicio 2023*. Junta Nacional de Salud Pública, Ministerio de Salud Pública. <https://www.gub.uy/ministerio-salud-publica/sites/ministerio-salud-publica/files/documentos/publicaciones/RC%202023%20JUNASA.pdf>
- Karlström, A., Nystedt, A., Johansson, M., & Hildingsson, I. (2011). Behind the myth—few women prefer caesarean section in the absence of medical or obstetrical factors. *Midwifery*, 27(5), 620-627. <https://doi.org/10.1016/j.midw.2010.05.005>
- Keag, O. E., Norman, J. E., & Stock, S. J. (2018). Long-term risks and benefits associated with cesarean delivery for mother, baby, and subsequent pregnancies: Systematic review and meta-analysis. *PLoS Medicine*, 15(1), e1002494. <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1002494>
- Kitagawa, E. M. (1955). Components of a difference between two rates. *Journal of the American Statistical Association*, 50(272), 1168-1194. <https://doi.org/10.2307/2281213>

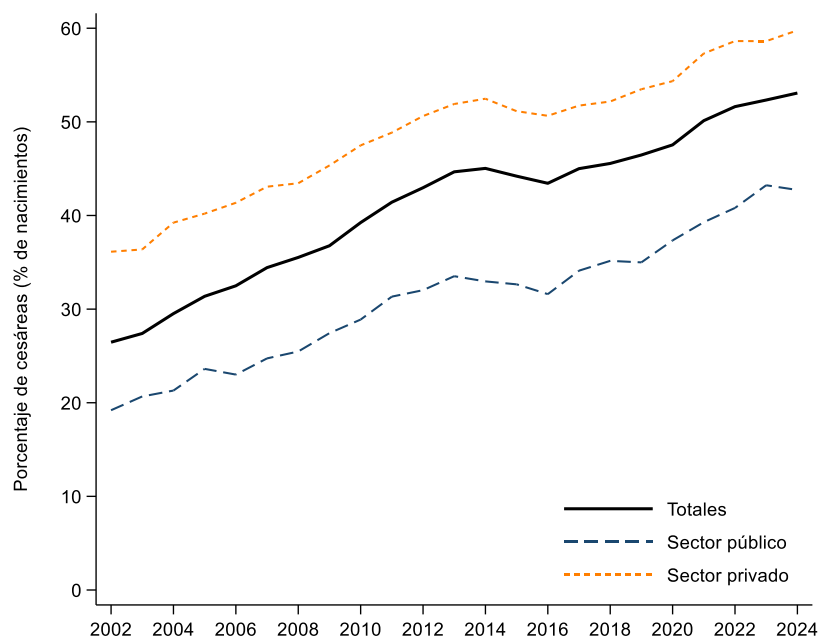
- Koechlin, F., Lorenzoni, L., & Schreyer, P. (2010). *Comparing price levels of hospital services across countries: results of pilot study* (OECD Health Working Paper N.º 53). OECD, París. <https://doi.org/10.1787/5km91p4f3rzw-en>
- Ley N.º 18.426, *Salud sexual y reproductiva*. (2008). Centro de Información Oficial (IMPO). <https://www.impo.com.uy/bases/leyes/18426-2008>
- Ley N.º 18.987, *Interrupción voluntaria del embarazo*. (2012). Centro de Información Oficial (IMPO). <https://www.impo.com.uy/bases/leyes/18987-2012>
- Ley N.º 19.167, *Regulación de las técnicas de reproducción humana asistida*. (2013). Centro de Información Oficial (IMPO). <https://www.impo.com.uy/bases/leyes/19167-2013>
- Loke, A. Y., Davies, L., & Mak, Y. W. (2019). Is it the decision of women to choose a cesarean section as the mode of birth? A review of literature on the views of stakeholders. *BMC pregnancy and childbirth*, 19(1), 286
- Marshall, N. E., Fu, R., & Guise, J. M. (2011). Impact of multiple cesarean deliveries on maternal morbidity: a systematic review. *American Journal of Obstetrics and Gynecology*, 205(3), 262-e1. <https://doi.org/10.1016/j.ajog.2011.06.035>
- Martins, C., & Gaffan, E. A. (2000). Effects of early maternal depression on patterns of infant–mother attachment: A meta-analytic investigation. *The Journal of Child Psychology and Psychiatry and Allied Disciplines*, 41(6), 737-746. <https://doi.org/10.1111/1469-7610.00661>
- Mazzoni, A., Althabe, F., Gutierrez, L., Gibbons, L., Liu, N. H., Bonotti, A. M., ... & Belizán, J. M. (2016). Women's preferences and mode of delivery in public and private hospitals: a prospective cohort study. *BMC pregnancy and childbirth*, 16(1), 34.
- MSP. (2014). *Guía en salud sexual y reproductiva: Manual para la atención de la mujer en el proceso del embarazo, parto y puerperio*. Ministerio de Salud Pública.
- MSP. (2019). *Manual de recomendaciones para el manejo de situaciones obstétricas vinculadas con cesáreas evitables* (1.ª ed.). Ministerio de Salud Pública.
- MSP. (2023). *Manual de recomendaciones para el manejo de situaciones obstétricas vinculadas con cesáreas evitables* (2.ª ed.). Ministerio de Salud Pública.
- MSP. (2025). *Sistema informático perinatal* [Base de datos]. Ministerio de Salud Pública.
- Mühlrad, H. (2022). Cesarean sections for high-risk births: health, fertility, and labor market outcomes. *Scandinavian Journal of Economics*, 124(4), 1056-1086. <https://doi.org/10.1111/sjoe.12474>
- Nathan, M. (2015). La creciente heterogeneidad en la edad al primer hijo en Uruguay: un análisis de las cohortes 1951-1990. *Notas de Población*, 100, 35-60.
- NICE. (2021). *Inducing labour* (NICE Guideline NG207). National Institute for Health and Care Excellence, Londres. <https://www.nice.org.uk/guidance/ng207>
- Ñopo, H. (2008). Matching as a tool to decompose wage gaps. *Review of Economics and Statistics*, 90(2), 290-299. <https://doi.org/10.1162/rest.90.2.290>
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3), 693-709. <https://doi.org/10.2307/2525981>
- OECD. (2015). *Health at a Glance 2015*. OECD Publishing, París. https://doi.org/10.1787/health_glance-2015-en
- OMS. (2015). *Declaración de la OMS sobre tasas de cesárea* (WHO/RHR/15.02). <https://www.who.int/es/publications/i/item/WHO-RHR-15.02>
- Perna, A., Piñeiro, N., & Pedrosa, D. (2024). *Técnicas de Reproducción Humana Asistida de Alta Complejidad* (Reporte de resultados). Fondo Nacional de Recursos, Montevideo. https://www.fnr.gub.uy/wp-content/uploads/2023/07/informe_resultados_rhaac.pdf
- Puro, N., Hsia, R. Y., & Chatterjee, S. (2022). Estimating the differences in Caesarean section (C-section) rates among nulliparous women in Florida hospitals across insurance

- groups: A non-linear Oaxaca–Blinder decomposition. *PLoS One*, 17(4), e0266666. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0266666>
- Renfrew, M. J., McFadden, A., Bastos, M. H., Campbell, J., Channon, A. A., Cheung, N. F., ... & Declercq, E. (2014). Midwifery and quality care: findings from a new evidence-informed framework for maternal and newborn care. *The Lancet*, 384(9948), 1129-1145. [https://doi.org/10.1016/s0140-6736\(14\)60789-3](https://doi.org/10.1016/s0140-6736(14)60789-3)
- Robson, M. S. (2001). Classification of caesarean sections. *Fetal and Maternal Medicine Review*, 12(1), 23-39. <https://doi.org/10.1017/S0965539501000122>
- Sakai-Bizmark, R., Ross, M. G., Estevez, D., Bedel, L. E., Marr, E. H., & Tsugawa, Y. (2021). Evaluation of hospital cesarean delivery-related profits and rates in the United States. *JAMA Network Open*, 4(3), e212235. <https://doi.org/10.1001/jamanetworkopen.2021.2235>
- Sandall, J., Tribe, R. M., Avery, L., Mola, G., Visser, G. H., Homer, C. S., ... & Temmerman, M. (2018). Short-term and long-term effects of caesarean section on the health of women and children. *The Lancet*, 392(10155), 1349-1357.
- Sandall, J., Fernandez Turienzo, C., Devane, D., Soltani, H., Gillespie, P., Gates, S., Jones, L. V., Shennan, A. H., & Rayment-Jones, H. (2024). Midwife continuity of care models versus other models of care for childbearing women. *Cochrane Database of Systematic Reviews*, 2024(4), Article CD004667. <https://doi.org/10.1002/14651858.CD004667.pub6>
- Silver, R. M., Landon, M. B., Rouse, D. J., Leveno, K. J., Spong, C. Y., Thom, E. A., ... & National Institute of Child Health and Human Development Maternal–Fetal Medicine Units Network. (2006). Maternal morbidity associated with multiple repeat cesarean deliveries. *Obstetrics & Gynecology*, 107(6), 1226-1232. <https://doi.org/10.1097/01.aog.0000219750.79480.84>
- Symum, H., & Zayas-Castro, J. L. (2023). A Multistate Decomposition Analysis of Cesarean Rate Variations, Associated Health Outcomes, and Financial Implications in the United States. *American Journal of Perinatology*, 40(13), 1473-1483. <https://doi.org/10.1055/s-0041-1736538>
- Thavagnanam, S., Fleming, J., Bromley, A., Shields, M. D., & Cardwell, C. R. (2008). A meta-analysis of the association between Caesarean section and childhood asthma. *Clinical & Experimental Allergy*, 38(4), 629-633. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2222.2007.02780.x>
- Triunfo, P., & Rossi, M. (2009). The effect of physicians' remuneration system on the Caesarean section rate: the Uruguayan case. *International Journal of Health Care Finance and Economics*, 9(4), 333-345. <https://doi.org/10.1007/s10754-008-9054-y>
- Vogel, J. P., Betrán, A. P., Vindevoghel, N., Souza, J. P., Torloni, M. R., Zhang, J., ... & Temmerman, M. (2015). Use of the Robson classification to assess caesarean section trends in 21 countries: a secondary analysis of two WHO multicountry surveys. *The Lancet Global Health*, 3(5), e260-e270. [https://doi.org/10.1016/s2214-109x\(15\)70094-x](https://doi.org/10.1016/s2214-109x(15)70094-x)
- WHO. (2016). *Standards for improving quality of maternal and newborn care in health facilities*. WHO. <https://www.who.int/publications/i/item/9789241511216>
- WHO. (2018a). *WHO recommendations: non-clinical interventions to reduce unnecessary caesarean sections*. WHO. <https://www.who.int/publications/i/item/9789241550338>
- WHO. (2018b). *WHO recommendations: Intrapartum care for a positive childbirth experience*. WHO. <https://www.who.int/publications/i/item/9789241550215>
- Xu, X., Garipey, A., Lundsberg, L. S., Sheth, S. S., Pettker, C. M., Krumholz, H. M., & Illuzzi, J. L. (2015). Wide variation found in hospital facility costs for maternity stays involving

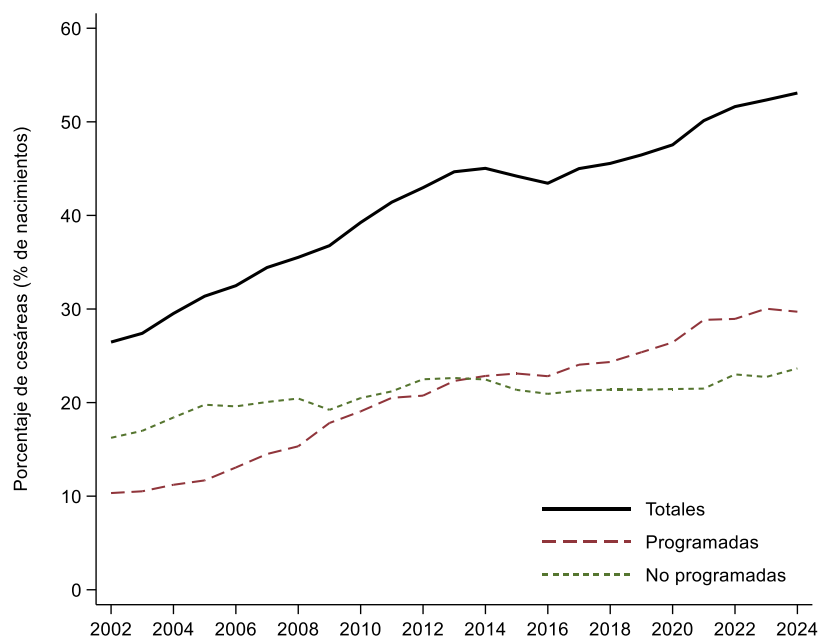
- low-risk childbirth. *Health Affairs*, 34(7), 1212-1219.
<https://doi.org/10.1377/hlthaff.2014.1088>
- Yang, Y., Mullen, M., & Zhang, G. R. (2024). Racial disparities in cesarean section rates between non-Hispanic Black and non-Hispanic White populations in the United States: A Blinder-Oaxaca decomposition. *Atlantic Economic Journal*, 52(1), 213-228.
<https://doi.org/10.1007/s11293-024-09815-x>
- Yaouzis Olsson, N., Bartfai, E. D., Åmark, H., & Wallström, T. (2024). Outcomes in term breech birth according to intended mode of delivery—A Swedish prospective single-center experience of a dedicated breech birth team. *Acta Obstetrica et Gynecologica Scandinavica*, 103(11), 2296-2305. <https://doi.org/10.1111/aogs.14945>
- Yun, M.-S. (2004). Decomposing differences in the first moment. *Economics Letters*, 82(2), 275-280. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2003.09.008>
- Yun, M.-S. (2008). Identification problem and detailed Oaxaca decomposition: A general solution and inference. *Journal of Economic and Social Measurement*, 33(1), 27–38.
<https://doi.org/10.3233/JEM-2008-0296>

Figura 1. Evolución de la tasa de cesáreas por sector sanitario y tipo de cesárea

(a) Evolución de la tasa de cesáreas por sector sanitario



(b) Evolución de la tasa de cesáreas por tipo de cesárea



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Sistema Informático Perinatal (SIP).

Tabla 1. Clasificación de Robson

Grupo	Mujeres incluidas en el grupo
1	Nulíparas con feto único en presentación cefálica, de 37 semanas o más de gestación, que han iniciado el parto de forma espontánea.
2	Nulíparas con feto único en presentación cefálica, de 37 semanas o más de gestación, que han iniciado el parto de forma inducida (2a) o con cesárea electiva antes del inicio del parto (2b).
3	Múltiparas sin cesárea previa, con feto único en presentación cefálica, de 37 semanas o más de gestación, que han iniciado el parto de forma espontánea.
4	Múltiparas sin cesárea previa, con feto único en presentación cefálica, de 37 semanas o más de gestación, que han iniciado el parto de forma inducida o con cesárea electiva antes del inicio del parto.
5	Múltiparas con al menos una cesárea previa, con feto único en presentación cefálica, de 37 semanas o más de gestación.
6	Nulíparas con feto único en presentación podálica.
7	Múltiparas con feto único en presentación podálica, incluyendo aquellas con cesárea previa.
8	Todas las mujeres con embarazo múltiple, incluyendo aquellas con cesárea previa.
9	Todas las mujeres con feto único en posición transversa u oblicua, incluyendo aquellas con cesárea previa.
10	Todas las mujeres con feto único en presentación cefálica de menos de 37 semanas de gestación, incluyendo aquellas con cesárea previa.

Fuente: Robson (2001).

Tabla 2. Resultados de la descomposición de Kitagawa del cambio en la tasa de cesáreas entre 2002 y 2024

Grupo de Robson	Peso del grupo en 2002 (%)	Tasa de cesárea en 2002 (%)	Peso del grupo en 2024 (%)	Tasa de cesárea en 2024 (%)	Cambio total asociado al cambio de peso (puntos porcentuales)	Cambio total asociado a la tasa de cesáreas (puntos porcentuales)	Cambio total (puntos porcentuales)
1	0.3	21.7	0.2	32.6	-1.6	2.6	0.9
2	0.1	60.9	0.2	74.1	9.3	1.9	11.2
3	0.4	4.7	0.2	8.6	-1.5	1.1	-0.4
4	0.1	31.5	0.1	43.2	1.6	0.9	2.5
5	0.1	55.1	0.2	82.4	6.0	3.8	9.8
6	0.0	87.8	0.0	97.3	0.6	0.2	0.8
7	0.0	77.7	0.0	98.0	-0.4	0.3	-0.1
8	0.0	80.5	0.0	96.8	0.8	0.4	1.2
9	0.0	87.3	0.0	93.3	0.0	0.0	0.0
10	0.1	34.8	0.1	58.2	0.1	1.7	1.8
Total	100.0	26.5	100.0	53.1	14.8	12.8	27.7

Nota: La descomposición se calcula sobre el máximo total de nacimientos (63,825) sin excluir las observaciones con valores perdidos de las variables observables empleadas en análisis posteriores.

Fuente: Elaboración propia a partir de MSP (2025).

Tabla 3. Estadísticas descriptivas (I): composición de la muestra

	2002		2024	
	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar
Tipo de parto				
Vaginal	0.757		0.435	
Cesárea	0.243		0.565	
Edad materna	26.206	6.517	28.892	6,360
Estado conyugal materno				
Soltera	0.201		0.203	
Casada o unión libre	0.799		0.797	
Años de educación de la madre	8.602	3.299	11.576	3,456
Paridad				
Madre nulípara	0.375		0.503	
Madre múltipara	0.625		0.497	
Nacimiento pretérmino				
No pretérmino	0.916		0.904	
Pretérmino	0.084		0.096	
Cesárea previa				
Sin cesárea previa	0.859		0.778	
Con cesárea previa	0.141		0.222	
Presentación del feto				
Cefálica	0.958		0.953	
Podálica	0.038		0.042	
Transversa	0.004		0.004	
Embarazo múltiple				
No múltiple	0.983		0.974	
Múltiple	0.017		0.026	
Estados hipertensivos				
Preeclampsia	0.033		0.039	
Eclampsia	0.001		0.002	
Hipertensión	0.021		0.126	
Condiciones de la placenta				
Placenta previa	0.005		0.005	
Desprendimiento de placenta	0.002		0.005	
Iniciación del parto				
Espontánea	0.800		0.450	
Inducida	0.105		0.242	
Cesárea programada	0.095		0.309	
Sector de salud				
Público	0.661		0.273	
Privado	0.339		0.727	
Departamento				
Artigas	0.015		0.028	
Canelones	0.055		0.044	
Cerro Largo	0.022		0.009	
Colonia	0.027		0.031	
Durazno	0.006		0.021	
Flores	0.007		0.008	
Florida	0.027		0.009	
Lavalleja	0.010		0.015	
Maldonado	0.030		0.065	
Montevideo	0.610		0.502	
Paysandú	0.016		0.042	
Río Negro	0.008		0.021	
Rivera	0.025		0.047	
Rocha	0.019		0.021	
Salto	0.018		0.037	
San José	0.012		0.020	
Soriano	0.031		0.033	
Tacuarembó	0.039		0.036	
Treinta y Tres	0.025		0.012	
Número de observaciones	29,559		18,812	

Nota: Los distintos estados hipertensivos y las diferentes condiciones de la placenta no son mutuamente excluyentes.
Fuente: Elaboración propia a partir de MSP (2025).

Tabla 4. Estadísticas descriptivas (II): tasas de cesárea específicas por características

	2002	2024
Edad materna		
Menos de 20 años	0.172	0.436
20 a 24 años	0.187	0.483
25 a 29 años	0.254	0.549
30 a 34 años	0.318	0.594
35 años y más	0.332	0.671
Estado conyugal materno		
Soltera	0.207	0.506
Casada o unión libre	0.252	0.580
Años educación materno		
6 años o menos	0.193	0.473
7 a 9 años	0.218	0.510
10 a 12 años	0.296	0.566
Más de 12 años	0.382	0.630
Paridad		
Madre nulípara	0.314	0.590
Madre múltipara	0.201	0.540
Nacimiento pretérmino		
No pretérmino	0.226	0.550
Pretérmino	0.425	0.708
Cesárea previa		
Sin cesárea previa	0.184	0.482
Con cesárea previa	0.603	0.859
Presentación del feto		
Cefálica	0.217	0.545
Podálica	0.825	0.985
Transversa	0.903	0.939
Embarazo múltiple		
No múltiple	0.234	0.554
Múltiple	0.792	0.972
Estados hipertensivos		
Preeclampsia	0.584	0.763
Eclampsia	0.769	0.966
Hipertensión	0.475	0.762
Condiciones de la placenta		
Placenta previa	0.955	0.907
Desprendimiento de placenta	0.942	0.978
Iniciación del parto		
Espontánea	0.151	0.298
Inducida	0.260	0.507
Cesárea programada	1.000	1.000
Sector de salud		
Público	0.192	0.453
Privado	0.344	0.608
Departamento		
Artigas	0.100	0.573
Canelones	0.255	0.606
Cerro Largo	0.112	0.625
Colonia	0.220	0.642
Durazno	0.062	0.451
Flores	0.224	0.465
Florida	0.169	0.541
Lavalleja	0.354	0.535
Maldonado	0.267	0.595
Montevideo	0.271	0.593
Paysandú	0.165	0.429
Río Negro	0.152	0.495
Rivera	0.190	0.511
Rocha	0.161	0.484
Salto	0.168	0.557
San José	0.207	0.508
Soriano	0.195	0.414
Tacuarembó	0.213	0.610
Treinta y Tres	0.196	0.506

Nota: Los distintos estados hipertensivos y las diferentes condiciones de la placenta no son mutuamente excluyentes.

Fuente: Elaboración propia a partir de MSP (2025).

Tabla 5. Resultados de la descomposición Oaxaca-Blinder de las diferencias en cesáreas para distintos periodos de comparación

	2002-2024		2008-2024		2015-2024		2019-2022	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
Total (año inicial)	0.243 ***	(0.002)	0.331 ***	(0.003)	0.462 ***	(0.003)	0.475 ***	(0.243)
Total (año final)	0.565 ***	(0.004)	0.565 ***	(0.004)	0.565 ***	(0.004)	0.529 ***	(0.529)
Diferencia (año final – año inicial)	0.322 ***	(0.004)	0.234 ***	(0.005)	0.103 ***	(0.005)	0.055 ***	(0.286)
Componente no explicado	0.168 ***	(0.005)	0.120 ***	(0.005)	0.046 ***	(0.004)	0.038 ***	(0.148)
Componente explicado	0.154 ***	(0.005)	0.114 ***	(0.005)	0.058 ***	(0.003)	0.017 ***	(0.138)
Edad	0.025 ***	(0.002)	0.022 ***	(0.002)	0.014 ***	(0.001)	0.007 ***	(0.025)
Estado conyugal	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	-0.001 *	(0.000)	0.000	(0.000)
Educación	-0.014 ***	(0.004)	-0.012 ***	(0.003)	-0.005 ***	(0.001)	-0.003 ***	(0.015)
Multiparidad	0.038 ***	(0.002)	0.025 ***	(0.002)	0.015 ***	(0.001)	0.003 **	(0.024)
Pretérmino	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Cesárea previa	0.044 ***	(0.002)	0.036 ***	(0.002)	0.011 ***	(0.002)	0.006 ***	(0.049)
Presentación cefálica	0.004 **	(0.002)	0.003 *	(0.002)	0.005 ***	(0.001)	0.000	(0.000)
Parto múltiple	0.006 ***	(0.000)	0.002 **	(0.001)	0.001	(0.001)	0.000	(0.008)
Preeclampsia	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.001 **	(0.004)
Eclampsia	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Hipertensión	0.019 ***	(0.001)	0.018 ***	(0.001)	0.018 ***	(0.001)	0.001 ***	(0.001)
Desprendimiento de placenta	0.000	(0.000)	-0.001	(0.001)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Placenta previa	0.001 ***	(0.000)	0.001 **	(0.000)	0.000	(0.000)	-0.001	(0.000)
Sector privado	0.035 ***	(0.003)	0.025 ***	(0.002)	0.000	(0.000)	0.001 **	(0.041)
Departamento	-0.003 **	(0.001)	-0.005 ***	(0.001)	0.000	(0.001)	0.000	(0.000)
No. de observaciones (año inicial)	29,559		18,355		36,496		29,536	
No. de observaciones (año final)	18,812		18,812		18,812		23,608	
No. de observaciones (total)	48,371		37,167		55,308		53,144	

Nota: *** significativo al 10%; ** significativo al 5%; * significativo al 10%. Los errores estándar calculados por el método delta se muestran entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia a partir de MSP (2025).

Tabla 6. Resultados de la descomposición Oaxaca-Blinder de las diferencias en cesáreas programadas para distintos periodos de comparación

	2002-2024		2008-2024		2015-2024		2019-2022	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
Total (año inicial)	0.095 ***	(0.002)	0.141 ***	(0.002)	0.239 ***	(0.002)	0.255 ***	(0.002)
Total (año final)	0.308 ***	(0.003)	0.308 ***	(0.003)	0.308 ***	(0.003)	0.294 ***	(0.003)
Diferencia (año final – año inicial)	0.214 ***	(0.004)	0.167 ***	(0.004)	0.069 ***	(0.004)	0.038 ***	(0.004)
Componente no explicado	0.127 ***	(0.004)	0.099 ***	(0.004)	0.031 ***	(0.004)	0.027 ***	(0.003)
Componente explicado	0.086 ***	(0.004)	0.068 ***	(0.003)	0.038 ***	(0.003)	0.011 ***	(0.002)
Edad	0.015 ***	(0.002)	0.013 ***	(0.002)	0.009 ***	(0.001)	0.004 ***	(0.001)
Estado conyugal	0.000	(0.000)	-0.001 **	(0.000)	-0.001 **	(0.000)	0.000	(0.000)
Educación	0.000	(0.003)	0.000	(0.003)	0.000	(0.001)	-0.001	(0.000)
Multiparidad	0.010 ***	(0.001)	0.007 ***	(0.001)	0.004 ***	(0.001)	0.001 **	(0.001)
Pretérmino	0.001 ***	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000 **	(0.000)	0.000	(0.000)
Cesárea previa	0.033 ***	(0.002)	0.027 ***	(0.002)	0.009 ***	(0.002)	0.005 ***	(0.002)
Presentación cefálica	0.002 **	(0.001)	0.002 **	(0.001)	0.003 ***	(0.001)	0.000	(0.001)
Parto múltiple	0.003 ***	(0.001)	0.001 **	(0.001)	0.000	(0.001)	0.000	(0.001)
Preeclampsia	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.001 **	(0.000)
Eclampsia	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Hipertensión	0.013 ***	(0.001)	0.012 ***	(0.001)	0.013 ***	(0.001)	0.001 ***	(0.000)
Desprendimiento de placenta	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Placenta previa	0.001 ***	(0.000)	0.000 **	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Sector privado	0.012 ***	(0.003)	0.008 ***	(0.002)	0.000	(0.000)	0.001 **	(0.000)
Departamento	-0.004 ***	(0.001)	-0.002	(0.001)	-0.001	(0.001)	0.000	(0.001)
No. de observaciones (año inicial)	29,559		18,355		36,496		29,536	
No. de observaciones (año final)	18,812		18,812		18,812		23,608	
No. de observaciones (total)	48,371		37,167		55,308		53,144	

Nota: *** significativo al 10%; ** significativo al 5%; * significativo al 10%. Los errores estándar calculados por el método delta se muestran entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia a partir de MSP (2025).

ANEXO

Tabla A1. Efectos marginales medios de los modelos *logit* usados en la descomposición Oaxaca-Blinder

	2002		2024	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
Edad materna	0.006 ***	(0.000)	0.009 ***	(0.001)
Madre casada o en unión libre	0.013 **	(0.006)	-0.013 *	(0.008)
Años de educación de la madre	0.002 ***	(0.001)	-0.005 ***	(0.001)
Madre múltipara	0.167 ***	(0.005)	0.265 ***	(0.007)
Nacimiento pretérmino	0.042 ***	(0.009)	0.009	(0.013)
Madre con cesárea previa	0.419 ***	(0.008)	0.455 ***	(0.006)
Presentación podálica	0.538 ***	(0.014)	0.430 ***	(0.007)
Presentación transversa	0.554 ***	(0.052)	0.347 ***	(0.04)
Embarazo múltiple	0.390 ***	(0.028)	0.404 ***	(0.011)
Preeclampsia	0.263 ***	(0.015)	0.029	(0.020)
Eclampsia	0.459 ***	(0.091)	0.316 ***	(0.091)
Hipertensión	0.127 ***	(0.017)	0.163 ***	(0.011)
Desprendimiento de la placenta	0.671 ***	(0.029)	0.402 ***	(0.022)
Placenta previa	0.685 ***	(0.038)	0.302 ***	(0.043)
Sector de salud privado	0.077 ***	(0.006)	0.085 ***	(0.009)
Artigas	-0.116 ***	(0.017)	0.050 ***	(0.019)
Canelones	-0.003	(0.009)	0.015	(0.016)
Cerro Largo	-0.088 ***	(0.015)	0.113 ***	(0.037)
Colonia	-0.042 ***	(0.012)	0.055 ***	(0.018)
Durazno	-0.127 ***	(0.030)	-0.058 **	(0.023)
Flores	0.001	(0.026)	-0.093 ***	(0.035)
Florida	-0.078 ***	(0.012)	-0.060 *	(0.032)
Lavalleja	-0.032 *	(0.019)	0.011	(0.027)
Maldonado	-0.012	(0.012)	0.002	(0.013)
Paysandú	-0.047 ***	(0.016)	-0.080 ***	(0.015)
Río Negro	-0.047 *	(0.025)	0.047 **	(0.021)
Rivera	-0.053 ***	(0.013)	-0.006	(0.015)
Rocha	-0.020	(0.016)	-0.034	(0.022)
Salto	-0.029 *	(0.016)	0.018	(0.018)
San José	-0.001	(0.020)	-0.072 ***	(0.021)
Soriano	-0.041 ***	(0.012)	-0.079 ***	(0.017)
Tacuarembó	0.010	(0.012)	0.112 ***	(0.017)
Treinta y Tres	-0.049 ***	(0.014)	0.003	(0.029)
Pseudo-R ²	0.273		0.228	
Predicciones correctas (%)				
Total	82.8		72.9	
Partos vaginales	44.9		78.6	
Partos por cesárea	74.5		74.8	
No. de observaciones (total)	29,559		18,812	
Media de la variable dependiente	0.243		0.565	

Notas: *** significativo al 10%; ** significativo al 5%; * significativo al 10%. Los errores estándar robustos a la heteroscedasticidad se muestran entre paréntesis. La categoría de referencia es una madre soltera, con nacimiento a término, sin cesárea previa, con presentación cefálica, embarazo único y en el sector público en Montevideo. Los dos modelos incluyen una constante.

Fuente: Elaboración propia a partir de MSP (2025).

Tabla A2. Resultados de la descomposición Oaxaca-Blinder de las diferencias en cesáreas no programadas para distintos periodos de comparación (excluye cesáreas programadas)

	2002-2024		2008-2024		2015-2024		2019-2022	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
Total (año inicial)	0.164 ***	(0.002)	0.221 ***	(0.003)	0.293 ***	(0.003)	0.294 ***	(0.003)
Total (año final)	0.371 ***	(0.004)	0.371 ***	(0.004)	0.371 ***	(0.004)	0.333 ***	(0.004)
Diferencia (año final – año inicial)	0.207 ***	(0.005)	0.150 ***	(0.005)	0.079 ***	(0.005)	0.039 ***	(0.005)
Componente no explicado	0.075 ***	(0.005)	0.045 ***	(0.005)	0.022 ***	(0.005)	0.026 ***	(0.004)
Componente explicado	0.132 ***	(0.005)	0.105 ***	(0.004)	0.057 ***	(0.003)	0.013 ***	(0.002)
Edad	0.015 ***	(0.002)	0.014 ***	(0.002)	0.011 ***	(0.001)	0.005 ***	(0.001)
Estado conyugal	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Educación	-0.014 ***	(0.004)	-0.013 ***	(0.003)	-0.006 ***	(0.002)	-0.003 ***	(0.001)
Multiparidad	0.056 ***	(0.002)	0.044 ***	(0.002)	0.025 ***	(0.002)	0.007 ***	(0.002)
Pretérmino	0.000	(0)	0.001 ***	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Cesárea previa	0.001	(0.001)	0.001	(0.002)	0.000	(0.001)	-0.001	(0.001)
Presentación cefálica	-0.008 ***	(0.001)	-0.007 ***	(0.001)	-0.001 *	(0.001)	-0.001	(0.001)
Parto múltiple	-0.002 ***	(0.001)	-0.004 ***	(0.001)	-0.002 ***	(0.001)	0.000	(0.001)
Preeclampsia	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Eclampsia	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Hipertensión	0.005 ***	(0.001)	0.005 ***	(0.001)	0.006 ***	(0.001)	0.000	(0.000)
Desprendimiento de placenta	0.000	(0.000)	0.000	(0.001)	0.001 *	(0.000)	0.000	(0.000)
Placenta previa	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Inducción del parto	0.040 ***	(0.002)	0.038 ***	(0.002)	0.021 ***	(0.001)	0.005 ***	(0.001)
Sector privado	0.038 ***	(0.003)	0.029 ***	(0.003)	0.000	(0.001)	0.001	(0.001)
Departamento	0.000	(0.002)	-0.003 *	(0.002)	0.002 *	(0.001)	0.001	(0.001)
No. de observaciones (año inicial)	26,756		15,760		27,766		21,990	
No. de observaciones (año final)	13,009		13,009		13,009		16,668	
No. de observaciones (total)	39,765		28,769		40,775		38,658	

Nota: *** significativo al 10%; ** significativo al 5%; * significativo al 10%. Los errores estándar calculados por el método delta se muestran entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia a partir de MSP (2025).

documentos de trabajo



UNIVERSIDAD
DE LA REPÚBLICA
URUGUAY

Facultad de Ciencias Sociales
Universidad de la República
Constituyente 1502 - 2410-6720
comunicacion@cienciassociales.edu.uy
www.cienciassociales.edu.uy