

Recibido: 29 de mayo del 2023

Revisado: 29 de noviembre del 2023

Aceptado: 12 de agosto del 2024

DOI: 10.13043/DYS.98.1

Carlos Salas Peña^a

¿Tener una primogénita reduce la violencia masculina contra las madres en Perú?

Does having a first-born daughter reduce male violence against mothers in Peru?

Resumen

Este artículo evalúa el impacto de tener como primogénita a una niña en la violencia masculina contra la mujer en Perú. Se considera la muestra de madres con primer hijo niño varón frente a madres con primera hija mujer. La estrategia de identificación se basa en la variación aleatoria del sexo del primer hijo. La estimación se realiza utilizando mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Se encuentra que las mujeres con una hija primogénita, con respecto a aquellas con hijo primogénito, tienen 4.07% menos probabilidad de sufrir algún tipo de violencia severa por parte de su pareja. Asimismo, las probabilidades de sufrir violencia emocional y sexual se reducen en 1.97 y 5.94 %, respectivamente. Finalmente, se valida los canales de transmisión del efecto del sexo del primer hijo en los indicadores de violencia, a partir del efecto deseo por hijo varón y el efecto divorcio.

Palabras clave: género del hijo, comportamiento parental, fecundidad, variación exógena, Perú.

Clasificación JEL: J12, J13, J16, O12.

Abstract

This article examines the impact of having a first-born daughter on male violence against women in Peru. The sample consisted of mothers who had a first-born son compared to those with a first-born daughter. The identification strategy is based on the random variation of the sex of the first child. The estimation is performed using Ordinary Least Squares regression. It is found that women who had a first-born daughter, compared to those with a first-born son, had a 4.07% lower probability of experiencing severe violence from their partner. The likelihood of experiencing emotional and sexual violence was reduced by 1.97% and 5.94%, respectively. Finally, the mechanisms through which the first child's sex influences violence indicators were validated, focusing on the desire for a male child effect and the divorce effect.

Keywords: Child gender, parental behavior, fertility, exogenous variation, Peru.

JEL Classification: J12, J13, J16, O12.

^a Docente e investigador de la Universidad Continental, Cusco, Perú. Correo electrónico: carlos.mres86@gmail.com

Introducción

La violencia de pareja (VP), un fenómeno que afecta a todas las sociedades, ha sido reconocida como un problema de derechos humanos y de salud pública a nivel mundial y constituye un obstáculo para el logro de la igualdad y del desarrollo sostenible. Además, la VP tiene consecuencias directas para las víctimas, incluida una mayor prevalencia de depresión y comportamiento suicida y es una de las principales causas de muerte por homicidio en las mujeres. No obstante, la evidencia de la magnitud de los homicidios cometidos por parejas íntimas es escasa, su consulta se ve obstaculizada por la gran cantidad de información faltante sobre la relación víctima-agresor (Stöckl *et al.*, 2013).

Parte de la literatura, se enfocó en estudiar, a nivel macro, la función de los factores institucionales, formales e informales, como las normas tradicionales predominantes y la cultura (Alesina *et al.*, 2016; Tur-Prats, 2019), o bien las brechas de desigualdad de género ante la ley (Heise y Kotsadam, 2015; Miller y Segal, 2019) que prevalecen con mayor intensidad en países de ingresos medios y bajos. Otros factores identificados se enfocaron a resaltar las desventajas de las mujeres en el mercado laboral, a partir de la brecha salarial, participación laboral, acceso a programas de trabajos públicos y relación del nivel educativo, con respecto a los resultados laborales (Aizer, 2010; Erten y Keskin, 2018; Heath, 2014; Stöckl *et al.*, 2013). Por otra parte, existe evidencia sobre el papel del estado emocional de los hombres y la influencia de los modelos que se siguen (Card y Dahl, 2011; Banerjee *et al.*, 2019; Jensen y Oster, 2009).

Otra parte de la literatura relacionó el comportamiento de los padres y las preferencias por hijos. Es muy difícil medir estas preferencias, por lo que los economistas han estudiado la manera como el sexo del primer hijo afecta la estructura familiar, la fecundidad (Ananat y Michaels, 2008; Barcellos *et al.*, 2014; Bedard y Deschenes, 2005; Dahl y Moretti, 2008; Jayachandran y Kuziemko, 2011) y en los resultados laborales de la madre (Ichino *et al.*, 2011; Lundberg y Rose, 2002; Lundberg, 2005).

Existe evidencia escasa sobre los determinantes de la VP contra la mujer en edad reproductiva y, también, de cómo los hijos influyen en el comportamiento del

padre con respecto al hechos de violencia. Somville (2019), contribuye a la literatura sobre cómo los niños influyen en sus padres. Este autor realizó un estudio global de alrededor de 310 000 parejas para una muestra de dieciocho países africanos en 2006-y 2017, a partir del cual reveló la importancia de tener hijas para frenar la violencia machista. Su artículo proporciona la primera evidencia del efecto de tener una hija en la VP. En particular, encuentra que los hombres con una hija primogénita en lugar de un hijo primogénito tienen probabilidad significativamente menor de ser violentos con su pareja; también, que estos efectos no ocurren inmediatamente después del nacimiento, sino después de alrededor de diez años de crianza. Concluye que estos hallazgos se pueden interpretar como el *efecto crianza*.

El enigma detrás del efecto del sexo del primer hijo en la VP está relacionado con la literatura sobre las preferencias por el sexo de los hijos. En un trabajo seminal sobre la demanda de hijos, Dahl y Moretti (2008) estudiaron el efecto de tener una niña en la estructura familiar; y el comportamiento de fertilidad en Estados Unidos. Los autores encontraron que tener niñas tiene efectos significativos en el matrimonio, el matrimonio forzoso cuando se conoce el sexo del niño antes de su nacimiento, el divorcio, la custodia de los hijos y, en último término, la fertilidad. En su conjunto, el peso de la evidencia respalda la noción de que los padres de ese país favorecen a los niños sobre las niñas.

Así también, en países emergentes, por ejemplo, para la India, Jayachandran y Kuziemko (2011) y Barcellos *et al.* (2014) encontraron que los padres tratan a los niños y niñas de manera diferente, cuando se trata de inversión en capital humano. Los factores relacionados con las decisiones de los padres involucran preferencias sesgadas contra el sexo del hijo.

En América Latina y el Caribe, existe una creciente preocupación por la violencia de pareja contra las mujeres. Según el Observatorio de Igualdad de Género de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal), se registró una incidencia de feminicidios de 4640 casos en, lo cual refleja un resultado alto con respecto a otras regiones del mundo. En un estudio para algunos países de la región, Bott *et al.* (2012) encontró que una gran proporción de mujeres que experimentaron VP informó consecuencias tales como lesiones

físicas, dolor crónico, ansiedad, depresión y pensamientos suicidas.

Tales resultados se correlacionaron significativamente con una menor edad en la primera unión, mayor número de partos y embarazos no deseados. Estos hechos son similares a los internacionales, con respecto a que la violencia feminicida está presente durante todo el ciclo de vida de las mujeres, aunque se expresa con mayor intensidad durante la edad reproductiva. Por ejemplo, según el reporte de Feminicidio y Violencia contra la Mujer en Perú del Instituto Nacional de Estadística e Informática (Inei), en 2015-2019, más de 5 de cada 10 mujeres fueron víctimas de violencia ejercida alguna vez por el esposo o conviviente en edad reproductiva (15-49 años). La mayor proporción de violencia fue la psicológica y verbal (52.8%), seguida de la violencia física (29%) y la violencia sexual conyugal (7.1%).

Con ello en mente, aquí estudiamos el efecto de tener una primogénita en la VP contra las mujeres en Perú, en 2010-2022. Se encontró que tener una primogénita tiene efectos negativos en la VP contra la mujer. Para entender este enigma se propuso relacionar la VP con la estructura familiar y el comportamiento de la fecundidad, a los efectos de determinar los mecanismos subyacentes. En ese sentido, se pusieron a prueba las siguientes hipótesis:

- Hipótesis I (fecundidad /*stopping rule*): efecto de deseo por hijo varón de Dahl y Moretti (2008).
- Hipótesis II (estabilidad matrimonial): efecto divorcio de Bedard y Deschenes (2005) y Ananat y Michaels (2008).

Según la hipótesis I, si la primogénita es una niña, los padres continúan procreando hasta la llegada de un varón (*stopping rule*). Es decir, si los padres tienen una primogénita, aumenta el nivel de fecundidad y ello se traduce en una disminución de la probabilidad de ser víctimas de la VP de las madres, debido al *efecto crianza* de Somville (2019). En otras palabras, los padres deciden disminuir la cantidad de hijos, cuando llega el primer hijo varón. Mientras que por la hipótesis II, tener una primogénita implica una menor estabilidad conyugal, lo cual se refleja en el aumento de la probabilidad de ser víctimas de la VP. La intuición detrás de este mecanismo es que las madres con matrimonios

inestables tienen menos hijos a lo largo de su vida. Por lo que el sexo del primogénito tendría efectos ambiguos en países donde existe mayor probabilidad de divorcio.

Esta investigación contribuye a la literatura al revelar la importancia del género de los hijos y la estructura familiar en el comportamiento de violencia del padre hacia su cónyuge, en países emergentes. En ese sentido, el objetivo es estudiar el impacto de tener una primogénita en los resultados de la VP. Para ello, se construyó un conjunto de datos de corte transversal, con base en los datos de la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (Endes) de Perú para 2010-2022. La muestra final incluye alrededor de 160 000 parejas con al menos un niño.

Estos datos contienen el historial de parto de la mujer, lo que permite comparar la prevalencia de la VP en parejas con una hija o un hijo. Lo que permitió implementar una estrategia de identificación recientemente estudiada en la literatura, que considera que el sexo del primer hijo en la concepción es aleatorio desde el supuesto de ausencia de aborto selectivo por sexo (Barcellos *et al.*, 2014; Dahl y Moretti, 2008; Lundberg y Rose, 2002). En ese sentido, dado que el sexo del niño es aleatorio, las familias que acaban de tener un niño serían, en promedio, idénticas a las familias que acaban de tener una niña. Por tanto, cualquier diferencia en términos de los indicadores de la VP pueden atribuirse únicamente al sexo del recién nacido. Es decir, dichos efectos podrían interpretarse como efectos causales.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera: en la sección 1, se presenta la selección de la muestra; así como algunas estadísticas descriptivas. En la sección 2, se discuten los procedimientos de estimación. La sección 3, describe los resultados. Finalmente, en la sección 4 se dan a conocer las principales conclusiones.

I. Datos

Los datos provienen, como se dijo, de la Endes de Perú. Esta encuesta es aplicada de manera continua por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (Inei). Se construyó un conjunto de datos de corte transversal con base en el periodo 2010-2022. El marco muestral

de la encuesta incluye información estadística y cartográfica proveniente de los Censos Nacionales y de Vivienda, a lo que se suma el material cartográfico para la ejecución de la Endes. La muestra se caracteriza por ser de dos etapas, probabilística de tipo equilibrado, estratificada e independiente, a nivel departamental y por área urbana y rural.

El conjunto de datos contiene la información de todos los residentes de cada hogar muestreado. Los niños y sus padres se emparejan de acuerdo con el identificador de relación dentro del hogar. Lo interesante de la base de datos de Endes es que se puede identificar el historial de nacimientos completo para cada mujer. Esto permitió identificar a todos los hijos de todos los miembros del hogar y, por ende, al primer hijo. Para todos los conjuntos de datos, se consideraron mujeres de 18-45 años de edad en el momento de la entrevista, con al menos un hijo, cuyo primer hijo no tuviera más de 17 años.

Se utilizó el módulo de violencia doméstica para identificar las variables de resultado; se identificaron y consideraron las siguientes preguntas de la encuesta: su esposo o pareja actual (1) ¿se pone celoso si habla con otro hombre?, (2) ¿le acusa de infidelidad?, (3), ¿no le permite ver a sus amigas?, (6) ¿trata de limitar contacto con familiares?, (5) ¿insiste en conocer donde está?, (6) ¿alguna vez la humilló?, (7) ¿alguna vez la amenazó con hacerle daño?, (8) ¿la amenazó con irse de casa y quitarle a los hijos?, (9) ¿le violentó emocionalmente?, (10) ¿le violentó sexualmente?

Asimismo, se identificaron las preguntas generales sobre la VP: ¿experimentó alguna violencia menos severa? y ¿experimentó alguna violencia severa? Para todos los indicadores, se construyeron variables binarias, las cuales toman el valor de 1 si la mujer experimentó algún tipo de violencia por su pareja, pero toman el valor de 0 en caso contrario, para cada indicador.

En el cuadro A1 del Anexo, se muestran las estadísticas sociodemográficas de los padres e hijos, diferenciándolas por grupos de sexo del primer hijo. En términos generales, se destaca que las madres con un hijo o una hija primogénitos son muy similares para todas las medidas. En particular, tienen la misma edad, estado marital, duración del matrimonio, relación con

el jefe de hogar, nivel educativo, número de hijos, así como las mismas preferencias por hijos. Las madres y los padres tienen una edad media de 30 y 34 años, respectivamente. Se observa que el 92.6% de la muestra tiene una duración del matrimonio de 0-19 años.

Así también, los padres casados tienen dos hijos en promedio. La edad promedio del primer hijo es de 7.73 años. El 13.8% de las madres son jefes de hogar; el 58.6% son esposas del jefe de hogar; y el 4.5% son las nueras del jefe de hogar. Finalmente, los niveles de educación de las madres son relativamente bajos, en comparación con el de los padres: el 1.1% no cuenta con nivel educativo, el 18.3% alcanzaron el nivel primario, mientras que el 46.7% logró el nivel secundario y el 33.8%, el nivel superior. Por otro lado, el 50.4 y el 34.7% de los padres tienen nivel secundario y superior, respectivamente.

En el cuadro A2, se observan las estadísticas descriptivas de las principales variables de resultado de la VP en 2010-2022. En particular, se aprecia un menor nivel de violencia, para el grupo de madres con una hija primogénita, en comparación a las madres con primer hijo varón para todo el periodo estudiado. Al descomponer el indicador general de la VP, se observa que, para todos los indicadores de violencia, existe menor proporción de madres víctimas de la VP por su pareja para el grupo de madres con primogénitas niñas, con respecto al grupo de madres con primer hijo varón.

II. Metodología

Para determinar si el sexo del primer hijo afecta los resultados de la VP, se consideró la muestra de mujeres que tienen hijos, para luego comparar a las madres con primer hijo niño frente a madres que tienen una niña como primera hija. La estrategia de identificación se basó en la variación aleatoria del sexo del primer hijo, el cual se interpreta como una *lotería*, cuyo resultado está determinado por la naturaleza. Es decir, si el sexo del hijo es aleatorio en la concepción, las familias que acaban de tener un niño son, en valor esperado, idénticas a las familias que acaban de tener una niña. Entonces, cualquier diferencia en términos de alguna característica de violencia masculina hacia las mujeres, puede atribuirse al sexo del primer hijo.

A. Estrategia de identificación

El supuesto detrás de la estrategia de identificación es la ausencia de aborto selectivo por sexo. En contextos donde la ausencia de aborto selectivo por sexo es una suposición razonable, como en el caso de países de América Latina, las correlaciones del sexo del primogénito con las variables de resultado pueden ser interpretadas como efectos causales¹.

Para testear el cumplimiento del supuesto de identificación sobre la aleatoriedad del sexo del primer hijo, se realizó la prueba T de diferencias en medias. El cuadro A3 muestra los resultados de la prueba de asignación aleatoria. En particular, se proporciona evidencia sobre la aleatoriedad del sexo del primer hijo, los resultados confirman que las características predeterminadas observadas de la madre son independientes al sexo del primer hijo. Complementariamente la figura A1 muestra los resultados de la prueba de asignación aleatoria, donde se correlacionó el sexo del primer hijo con las características predeterminadas para distintos años del primer hijo; y se observa claramente la aleatoriedad del sexo del primer hijo. Cabe resaltar que se identificó a los primeros hijos de manera robusta, ya que en los datos de la Endes Perú está disponible el historial completo de nacimientos por cada mujer, lo cual permite la identificación precisa del primer hijo, como se dijo.

B. Estrategia empírica

Dada las consideraciones sobre la variación exógena del sexo del primer hijo; y por las consideraciones detalladas en la subsección anterior, las diferencias entre niños y niñas en los resultados de la VP hacia la madre pueden ser medidas utilizando un modelo de regresión, mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO), a partir de la ecuación 1:

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 Niña_i + \phi'X_i + \mu_t + v_r + \epsilon_i \quad (1)$$

Donde X_i es un vector de características predeterminadas de la madre; exógeno al sexo del primer niño (como el nivel de capital humano de la madre; y

características sociodemográficas como edad, edad al cuadrado, o raza). Asimismo, se consideran efectos fijos temporales por años μ_t y efectos fijos por región geográfica v_r . La variable ϵ_i representa el término de error para cada variable de resultado. El parámetro α_1 captura el efecto promedio del sexo del primogénito en los resultados de la VP, si el sexo del hijo se asigna al azar, tan bueno como si fuera aleatorio, es decir dado por la naturaleza. Asimismo, Y_i representa la variable dependiente de la VP, para lo cual se utilizó los distintos indicadores sobre violencia detallados en la sección 1, $Niña_i$ es igual a uno si la primera hija es niña y toma el valor de 0 si el primer hijo es niño.

Como se mencionó en la introducción, la literatura sobre preferencias por hijos sugiere dos mecanismos (*efecto deseo de tener hijo* y *efecto divorcio*) a los efectos de entender las razones por las cuales el sexo de la primera hija afectaría a la VP contra la mujer. En ese sentido, se estimó por MCO si tener una primer hija afecta la estabilidad marital y la fecundidad, mediante la ecuación 2:

$$W_i = \beta_0 + \beta_1 Niña_i + \phi'X_i + \mu_t + v_r + \epsilon_i \quad (2)$$

Donde W_i es un indicador que representa la estabilidad marital (variable aturdidora —*dummy*— sobre el estado conyugal, que toma el valor de 1 si la madre ha estado casada o convivido una vez o el valor de 0 si fue más de una vez) y sobre las decisiones de fecundidad (número de hijos totales y dos variables *dummy* que toman el valor de 1 si la madre tiene más de dos y tres hijos).

III. Resultados

Los principales resultados de la investigación se describen en el cuadro 1. En las filas, se observan las estimaciones del efecto de la primogénita en los resultados de la VP, con base en la ecuación 2, reportadas en cambio porcentuales y en efectos marginales. Estos efectos marginales pueden interpretarse como las probabilidades de que las mujeres hayan sido víctimas de algún tipo de VP (las variables de resultado son dicotómicas, y toman el valor 1 si la persona declaró haber sido víctima de violencia por parte de su pareja o conviviente o el valor 0 en caso contrario). El cuadro también proporciona el valor medio de la variable dependiente cuando el primogénito es un hijo y el

1 Adicionalmente, podría compararse madres con dos hijas con aquellos con dos hijos, pero la interpretación causal requeriría de supuestos más fuertes sobre las decisiones de fecundidad de los padres (Dahl y Moretti, 2008).

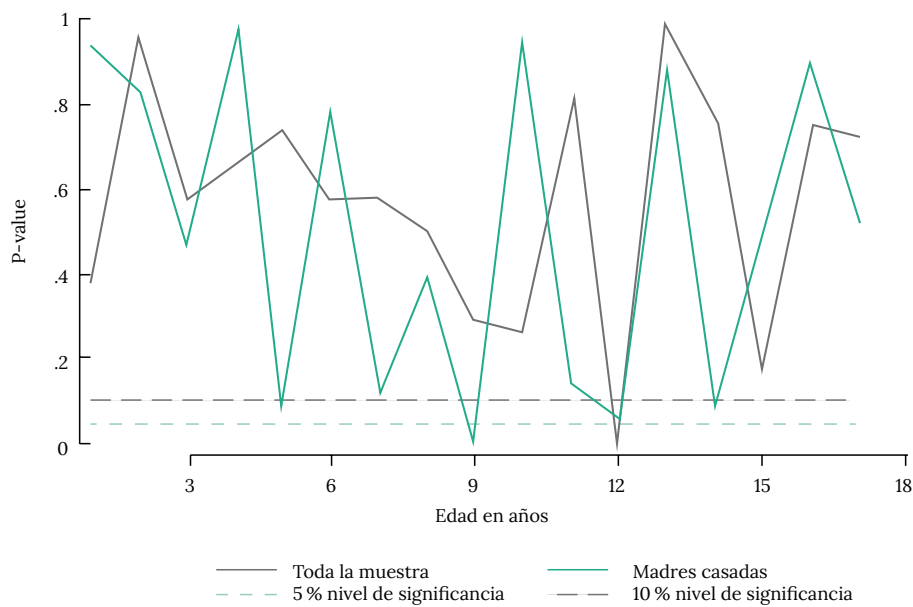


Figura 1. Prueba de asignación aleatoria ENDES 2010–2022

Fuente: elaborado con base en los datos de la Enes (2010–2022).

número de observaciones. Como se comentó antes, se consideró a todas las mujeres que tenían entre 18 y 48 años de edad en el momento de la entrevista, y que la edad de su primer hijo no superaba los 17 años.

A. Efectos del sexo de la primera hija en los resultados de la violencia de pareja

Las mujeres con una hija primogénita en lugar de un hijo primogénito, en promedio, tienen 4.07% menos probabilidad de haber experimentado alguna violencia severa por su pareja y, para el tipo de violencia menos, severa la probabilidad es 1.37%. Asimismo, las estimaciones del efecto de la primogénita sobre la descomposición de la violencia con respecto a los otros actos violentos son todas negativas. La estimación del efecto sobre violencia sexual es mayor, de -5.94%, pero la tasa base también es menor de 5.2%; seguida por la estimación del efecto sobre la amenaza de hacerle daño, de -4.64% con una tasa base de 17.0%

Los resultados para Perú son consistentes en signo y muy cercanos en magnitud a los efectos encontrados por Somville (2019). Este autor destaca que los efectos de la primogénita en la VP se explican por un mecanismo de socialización, donde los padres que crían a las hijas se vuelven más sensibles al bienestar de las mujeres, como se sugiere en la literatura sobre los efectos de la hija, entonces resulta razonable asumir que estos efectos no aparezcan inmediatamente después del nacimiento de la hija.

En el cuadro A4, se muestran las estimaciones del efecto de tener una niña primogénita en los indicadores de violencia severa y violencia sexual por separado, para diferentes grupos de edad. Ello restringe la muestra a niños nacidos hace menos de 5 años, entre 6 y 10 años, y de entre 11 y 17 años. Los resultados no indican un efecto significativo de la hija en los primeros años después del nacimiento, pero surge un efecto a partir de los 11 años de crianza.

Cuadro 1. Efectos de la hija primogénita en la VP (estimaciones por MCO)

	Efectos sin controles				Efectos con controles			
	Efecto en %	Efecto marginal	Media (hijo)	Observ.	Efecto en porcentaje (%)	Efecto marginal	Media (hijo)	Observ.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>A. Efecto hija en violencia de pareja</i>								
Experimentó violencia severa	-1.36%	-0.004* (0.002)	0.279	162 626	-1.56%	-0.004** (0.002)	0.279	162 625
Experimentó violencia severa	-4.07%	-0.004** (0.001)	0.089	162 626	-4.25%	-0.004*** (0.001)	0.089	162 625
<i>B. Descomposición de actos violentos</i>								
Su esposo se pone celoso si habla con otro hombre	-1.81%	-0.007* (0.004)	0.397	162 625	-2.08%	-0.008** (0.004)	0.397	162 624
La acusa de infidelidad	-2.84%	-0.004* (0.002)	0.148	162 625	-3.02%	-0.004** (0.002)	0.148	162 624
No le permite que vea a sus amigas	-3.66%	-0.005** (0.002)	0.130	162 625	-3.79%	-0.005** (0.002)	0.130	162 624
Trata de limitar contacto con familiares	-3.36%	-0.003* (0.002)	0.103	162 625	-3.33%	-0.003* (0.002)	0.103	162 624
Insiste en conocer dónde está	-0.83%	-0.003 (0.003)	0.364	162 625	-1.05%	-0.004 (0.003)	0.364	162 624
Alguna vez la humilló	-2.48%	-0.009** (0.004)	0.370	162 620	-2.11%	-0.008* (0.004)	0.370	162 619
Alguna vez amenazó con hacerle daño	-4.64%	-0.008** (0.003)	0.170	162 621	-4.52%	-0.008** (0.003)	0.170	162 620
Amenaza con irse de casa/quitarle hijos	-4.10%	-0.014*** (0.004)	0.352	162 620	-4.02%	-0.014*** (0.004)	0.352	162 619

(Continúa)

	Efectos sin controles				Efectos con controles			
	Efecto en %	Efecto marginal	Media (hijo)	Observ.	Efecto en porcentaje (%)	Efecto marginal	Media (hijo)	Observ.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Alguna vez violencia emocional	-1.97%	-0.005** (0.002)	0.235	162 626	-1.90%	-0.004** (0.002)	0.235	162 625
Experimentó alguna violencia sexual	-5.94%	-0.003*** (0.001)	0.052	162 626	-5.87%	-0.003*** (0.001)	0.052	162 625

Nota. Cada coeficiente corresponde a una estimación separada. Se incluyen los siguientes controles: edad, edad al cuadrado, nivel de educación, lengua materna. Asimismo, se consideran para todas las estimaciones efectos fijos por regiones geográficas y años. La línea base del primer niño se calcula como la probabilidad pronosticada promedio de la variable de resultado de interés para las familias de niñas primogénitas, usando los coeficientes estimados en las variables de control. El efecto porcentual es el aumento o la disminución de las variables de resultados para una familia con primogénitas a una familia de primogénitos, en promedio. Errores estándar robustos entre paréntesis. Nivel de significancia: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

Fuente: elaboración propia con base en los datos de la Endes, 2010–2022.

B. Efectos del sexo de la primera hija en la estabilidad marital y la fecundidad

El cuadro 2 muestra los resultados del sexo del primogénito sobre la estabilidad marital y la fecundidad. Las características de la muestra de las madres es la que se consideró en las estimaciones anteriores. Todas las especificaciones incluyen los siguientes controles: nivel educativo, edad, edad al cuadrado, nivel de educación y lengua materna. Se observa que el sexo del primer hijo, si es una niña, implica una disminución en la probabilidad de estar casada. En particular, se observa que la probabilidad de estar casado disminuye en 0.23 %. No obstante, la duración del matrimonio aumenta en madres con primera hija niña.

En contraste, se observa que tener una primogénita genera aumento de la fecundidad, es decir, en promedio aumenta el número de hijos en 0.59%. Además, la probabilidad de tener más de dos hijos aumenta en 2.08 % y la de tener más de tres hijos aumenta en 4.20 %, cuando el primer hijo es niña. Cabe resaltar que todas las estimaciones son estadísticamente significativas.

Se encontró que existe menor probabilidad de estar casada y un mayor impacto en la fecundidad a través del efecto en el número total de hijos ante la llegada de la primogénita. Por tanto, se valida la hipótesis I de

Dahl y Moretti (2008). Es decir, los padres continúan procreando hasta la llegada de un hijo varón (*stopping rule*). Ello significa que, si los padres tienen una primogénita, aumenta el nivel de fecundidad y ello se traduce en disminución de la probabilidad de ser víctimas de la VP de las madres debido al efecto crianza (tabla 2).

Mientras que la hipótesis II, de Bedard y Deschenes (2005) y Ananat y Michaels (2008), se valida parcialmente, ya que tener una primogénita implica menor probabilidad de estar casada. Sin embargo, se observa reducción de la probabilidad de ser víctimas de la VP. Por tanto, se concluye que el efecto deseo por hijo varón es mayor que el efecto divorcio.

IV. Conclusiones

En este trabajo se propuso estudiar el efecto del sexo del primer hijo en los indicadores de la VP contra la mujer, con base en datos de la Endes. Se ha demostrado que, las madres con primera hija mujer tienen menor probabilidad de experimentar algún tipo de violencia por parte de su pareja o conviviente. Las estimaciones son estadísticamente significativas. Puede inferirse que el comportamiento de los hombres con niñas primogénitas es diferente al de hombres con niños primogénitos, dada la variación exógena del sexo del primer hijo. Los hallazgos pueden interpretarse como efectos causales. Además,

dada la variación exógena del sexo del primer hijo, los efectos del primogénito son exógenos a otros factores identificados en la literatura.

A los efectos de entender los mecanismos subyacentes que explican estos efectos, se pusieron a prueba las hipótesis sobre los canales del *efecto del deseo por hijo varón* y del *efecto divorcio*. Se encontró que se cumple el canal del *efecto del deseo por hijo varón*, es decir tener una primogénita implica un aumento de la fecundidad. Sin embargo, el canal del *efecto divorcio* se cumple parcialmente, tener primero una niña reduce la probabilidad de estar casada. No obstante, dado que el impacto de tener una primogénita en la VP contra la mujer es negativo, se concluye que el efecto *divorcio* es menor que el *efecto deseo por hijo niño*.

Otro mecanismo interesante es el *efecto crianza*. Al poner a prueba este efecto, se observa que los resultados no indican un efecto significativo de la primogénita en los primeros años después del nacimiento,

pero surge un efecto significativo a partir de los once años. Estos hallazgos pueden interpretarse como *efecto crianza*. Los resultados son consistentes con la literatura que demostró que los hombres que crían hijas adoptan puntos de vista y comportamientos más favorables para las mujeres. Por tanto, el hecho de que el *efecto divorcio* sea menor que el *efecto deseo por primer hijo varón* sería explicado por el *efecto crianza*.

Es difícil determinar si la presencia de una hija primogénita tiene un efecto causal sobre la probabilidad de violencia doméstica, o si hay otros factores que podrían influir en esta relación. En ese sentido, la temporalidad y la secuencia de eventos son cruciales para entender la naturaleza de las relaciones estudiadas y los mecanismos subyacentes. Es decir, si los hechos de violencia cambian después del nacimiento del primer hijo y cómo esto varía en función del género de ese hijo. Por tanto, esto puede tener efectos importantes sobre la causalidad de la relación entre la variable violencia de pareja y el hecho de tener una hija

Cuadro 2. Efectos de la hija primogénita en la estabilidad marital y fecundidad (estimaciones por MCO)

	Efectos sin controles				Efectos con controles			
	Efecto en porcentaje (%)	Efecto marginal	Media (hijo)	Observ.	Efecto en porcentaje (%)	Efecto marginal	Media (hijo)	Observ.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Casada	0.23%	0.003* (0.001)	1.11	185 715	0.27%	0.003** (0.001)	1.11	185 715
Duración del matrimonio	0.59%	0.052** (0.025)	8.83	185 714	0.37%	0.033* (0.018)	8.83	185 714
Número de hijos	0.59%	0.012** (0.005)	2.01	198 321	0.61%	0.012*** (0.004)	2.01	198 321
>2 hijos	2.08%	0.005*** (0.002)	0.26	198 321	2.14%	0.006*** (0.002)	0.26	198 321
>3 hijos	4.20%	0.004*** (0.001)	0.09	198 321	4.22%	0.004*** (0.001)	0.09	198 321

Nota. Cada coeficiente corresponde a una estimación separada. Se incluyen los siguientes controles: edad, edad al cuadrado, nivel de educación y lengua materna. Asimismo, se consideran, para todas las estimaciones, efectos fijos por regiones geográficas y años. La línea base del primer niño se calcula como la probabilidad pronosticada promedio de la variable de resultado de interés para las familias de niñas primogénitas usando los coeficientes estimados en las variables de control. El efecto porcentual es el aumento o disminución de las variables de resultados para una familia con primogénitas a una familia de primogénitos en promedio. Errores estándar robustos entre paréntesis. Nivel de significancia: ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.10.

Fuente: elaboración propia con base en los datos de la Endes, 2010–2022.

primogénita. Un ejercicio interesante para próximas investigaciones es evaluar este mecanismo temporal de manera longitudinal.

Otros mecanismos interesantes sobre comportamiento de los padres con respecto al sexo del primer hijo son inversiones de tiempo respecto al sexo del primogénito y la sustitución de trabajo de cuidado dentro del hogar. Estos fenómenos no han sido estudiados en América Latina. Asimismo, sería relevante estudiar efectos heterogéneos, considerando distintos niveles socioeconómicos.

Finalmente, el artículo contribuye a reforzar la evidencia empírica sobre el efecto de la hija en el comportamiento de los padres, y es la primera evidencia para América Latina. En ese sentido, es importante considerar políticas públicas nacionales de apoyo y fortalecimiento a las familias, desde una perspectiva sistémica. Es decir, debe tomarse en cuenta la importancia de las instituciones informales, como la cultura de cada país y la estructura social.

Financiamiento y agradecimientos

Este trabajo es inédito y no ha recibido financiación ajena de ningún organismo público ni privado. Se agradece a los revisores por el esfuerzo y la experiencia que aportaron para mejorar el artículo. Sus aportes fueron valiosos para mantener los altos estándares de calidad de la revista. Asimismo, agradezco a Dios, por brindarme la oportunidad de dar a conocer esta investigación.

Referencias

1. Aizer, A. (2010). The gender wage gap and domestic violence. *The American Economic Review*, 100(4), 1847-1859.
2. Alesina, A., Brioschi, B., & La Ferrara, E. (2016). The gender wage gap and domestic violence. *American Economic Review*, 100(4), 1847-59.
3. Ananat, E., & Michaels, G. (2008). The effect of marital breakup on the income distribution of women with children. *Journal of Human Resources*, 43(3), 611-629.
4. Banerjee, A., La Ferrara, E., & Orozco, V. (2019). Entertainment, education, and attitudes toward domestic violence. *AEA Papers and Proceedings*, 109, 133-137.
5. Baniel, A., Cowlshaw, G., & Huchard, E. (2017). Male violence and sexual intimidation in a wild primate society. *Current Biology*, 2163-2168.e3.
6. Barcellos, S., Carvalho, L., & Lleras-Muney, A. (2014). Child gender and parental investments in India. Are boys and girls treated differently? *American Economic Journal: Applied Economics*, 6(1), 157-89.
7. Bedard, K., & Deschenes, O. (2005). Sex preferences, marital dissolution, and the economic. *Journal of Human Resources*, 40(2).
8. Bott, S., Guedes, A., Goodwin, M., & Mendoza, J. (2012). *Violence against women in Latin America and the Caribbean. A comparative analysis of population-based data from 12 countries*. Pan American Health Organization.
9. Card, D., & B. Dahl, G. (2011). Family violence and football. The effect of unexpected emotional cues on violent behavior. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(1), 103-143.
10. Choi, E. J., & Hwang, J. (2015). Child gender and parental inputs. No more son preference in Korea? *American Economic Review*, 105(5), 63843.
11. Dahl, G., & Moretti, E. (2008). The demand for sons. Evidence from divorce, fertility and shotgun marriage. *NBER Working Papers 10281*, National Bureau of Economic Research, Inc.
12. Erten, B., & Keskin, P. (2018). Or better or for worse?: Education and the prevalence of domestic violence in Turkey. *American Economic Journal: Applied Economics*, 10(1), 64-105.
13. Heath, R. (2014). Women's access to labor market opportunities, control of household resources, and domestic violence. Evidence from Bangladesh. *World Development* 57(C), 32-46.
14. Heise, L., & Kotsadam, A. (2015). Cross-national and multilevel correlates of partner violence. An analysis of data from population-based surveys. *The Lancet Global Health*, 3(6), e332-e340.
15. Ichino, A., Lindström, E., & Viviano, E. (2011). Hidden consequences of a first-born boy for mothers. *Economics Letters*, Elsevier, 123(3), 274-278.
16. Jayachandran, S., & Kuziemko, I. (2011). Why do mothers breastfeed girls less than boys? Evidence and implications for child health in India. *The Quarterly Journal of Economics*, 126, 1485-1538.
17. Jensen, R., & Oster, E. (2009). The power of TV: Cable television and women's status in India. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(3), 1057-1094.

18. Lundberg, S., & Rose, E. (2002). The Effects of Sons and Daughters on Men's Labor Supply and Wages. *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), 251-268.

19. Lundberg, S. (2005). Sons, daughters, and parental behaviour. *Oxford Review of Economic Policy*, 21, 340-356.

20. Miller, A., & Segal, C. (2019). Do female officers improve law enforcement quality? Effects on crime reporting and domestic violence. *The Review of Economic Studies*, 86, 220-2247.

21. Rainer, H., yerberg, D., Wadsworth, J., & Wilson, T. (2013). Unemployment and domestic violence: Theory and evidence. *Economic Journal*, Royal Economic Society, 126(597), 1947-1979.

22. Somville, V. (2019). Having a daughter reduces male violence against a partner. *Discussion Paper Series in Economics*, 24/2019.

23. Stöckl, H., Devries, K., Rotstein, A., Abrahams, N., Campbell, J., Watts, C., & Moreno, C. G. (2013). The global prevalence of intimate partner homicide: A systematic review. *Lancet*, 382(9895), 859-865. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(13\)61030-2](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(13)61030-2)

24. Tur-Prats, A. (2019). Family types and intimate partner violence. A historical perspective. *The Review of Economics and Statistics*, 101(5), 878-891.

Apéndices

Cuadro A1. Estadísticas descriptivas: características observables de los padres e hijos

	Toda la muestra			Hijo primogénito			Hija primogénita		
	Media	SD	Obs.	Media	SD	Obs.	Media	SD	Obs.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Características demográficas									
Edad de la madre	29.919	6.324	198 343	29.912	6.311	101126	29.927	6.339	97 217
Edad del padre	33.804	7.568	153 644	33.792	7.580	78 239	33.817	7.555	75 405
Esposo vive en casa	0.929	0.257	160 316	0.929	0.256	81663	0.928	0.258	78 653
Ubicación urbana	0.701	0.458	198 343	0.702	0.457	101126	0.700	0.458	97 217
Estado marital:									
Nunca casado	0.064	0.244	198 343	0.064	0.245	101126	0.063	0.243	97 217
Casado	0.227	0.419	198 343	0.227	0.419	101126	0.226	0.419	97 217
Convivientes	0.582	0.493	198 343	0.580	0.493	101126	0.583	0.493	97 217
Viuda	0.001	0.039	198 343	0.002	0.039	101126	0.001	0.038	97 217
Divorciada	0.002	0.042	198 343	0.002	0.042	101126	0.002	0.042	97 217
No viven juntos	0.125	0.331	198 343	0.125	0.331	101126	0.125	0.330	97 217
Duración del matrimonio									
Nunca casado	0.064	0.244	198 341	0.064	0.245	101125	0.063	0.243	97 216
0 a 4 años	0.236	0.425	198 341	0.237	0.425	101125	0.235	0.424	97 216
De 5 a 9 años	0.296	0.457	198 341	0.296	0.457	101125	0.296	0.456	97 216
De 10 a 14 años	0.246	0.431	198 341	0.246	0.431	101125	0.247	0.431	97 216
De 15 a 19 años	0.148	0.355	198 341	0.146	0.353	101125	0.149	0.356	97 216
De 20 a 24 años	0.010	0.098	198 341	0.009	0.097	101125	0.010	0.099	97 216
De 25 a 29 años	0.001	0.028	198 341	0.001	0.028	101125	0.001	0.027	97 216
30 a +	0.000	0.008	198 341	0.000	0.007	101125	0.000	0.010	97 216

(Continúa)

	Toda la muestra			Hijo primogénito			Hija primogénita		
	Media	SD	Obs.	Media	SD	Obs.	Media	SD	Obs.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>Relación con el jefe de hogar:</i>									
Jefe de hogar	0.138	0.345	198 343	0.137	0.344	101126	0.139	0.346	97 217
Esposo/esposa	0.586	0.493	198 343	0.585	0.493	101126	0.586	0.493	97 217
Hijo/hija	0.186	0.389	198 343	0.188	0.391	101126	0.183	0.387	97 217
Yerno/nuera	0.045	0.206	198 341	0.044	0.205	101125	0.045	0.208	97 216
Otro familiar	0.046	0.210	198 341	0.046	0.209	101125	0.046	0.210	97 216
<i>Nivel educativo de la madre:</i>									
Sin nivel	0.011	0.105	198 342	0.011	0.104	101126	0.012	0.107	97 216
Primaria	0.183	0.387	198 342	0.182	0.386	101126	0.184	0.387	97 216
Secundaria	0.467	0.499	198 342	0.465	0.499	101126	0.469	0.499	97 216
Superior	0.338	0.473	198 342	0.341	0.474	101126	0.336	0.472	97 216
<i>Nivel educativo del esposo:</i>									
Sin nivel	0.006	0.076	177 225	0.006	0.076	90 301	0.006	0.076	86 924
Primaria	0.144	0.351	177 225	0.142	0.349	90 301	0.145	0.352	86 924
Secundaria	0.504	0.500	177 225	0.503	0.500	90 301	0.505	0.500	86 924
Superior	0.347	0.476	177 225	0.349	0.477	90 301	0.344	0.475	86 924
<i>Características de los hijos:</i>									
Número de hijos	2.005	1.070	198 338	2.000	1.064	101126	2.011	1.077	97 212
Edad de los hijos	7.728	5.027	198 343	7.703	5.023	101126	7.754	5.031	97 217
Hijos muertos	0.000	0.000	198 343	0.000	0.000	101126	0.000	0.000	97 217
Hijas muertas	0.000	0.000	198 343	0.000	0.000	101126	0.000	0.000	97 217
Edad del primogénito	7.728	5.027	198 338	7.703	5.023	101126	7.753	5.031	97 212
Hijos en casa	0.687	0.464	198 343	0.974	0.160	101126	0.388	0.487	97 217
Hijas en casa	0.668	0.471	198 343	0.374	0.484	101126	0.974	0.160	97 217
<i>Preferencias por hijos:</i>									
Ambos lo mismo	0.635	0.481	143 792	0.638	0.481	73 177	0.632	0.482	70 615
Esposo quiere más	0.229	0.420	143 792	0.223	0.416	73 177	0.235	0.424	70 615
Esposo quiere menos	0.101	0.301	143 792	0.104	0.306	73 177	0.098	0.297	70 615
No sabe	0.035	0.184	143 792	0.035	0.183	73 177	0.035	0.184	70 615

Fuente: elaborado con base en los datos de la Endes (2010–2022).

Cuadro A2. Estadísticas descriptivas: variables de resultado

	Toda la muestra			Hijo primogénito			Hija primogénito		
	Media	SD	Obs.	Media	SD	Obs.	Media	SD	Obs.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Experimentó alguna violencia menos severa	0.2809	0.4494	162649	0.2827	0.4503	84963	0.2789	0.4484	77686
Experimentó alguna violencia grave	0.0911	0.2878	162 649	0.0928	0.2902	84 963	0.0892	0.2851	77 686
Su esposo se pone celoso si habla con otro hombre	0.4007	0.7504	162 648	0.4042	0.7552	84 963	0.3968	0.7451	77 685
Su esposo la acusa de infidelidad	0.1498	0.4601	162 648	0.1519	0.4645	84 963	0.1476	0.4553	77 685
No le permite que vea a sus amigas	0.1328	0.4246	162 648	0.1352	0.4299	84 963	0.1303	0.4187	77 685
Esposo trata de limitar contacto con familiares	0.1044	0.3783	162648	0.1061	0.3841	84963	0.1026	0.3718	77685
Esposo insiste en conocer donde está	0.3654	0.5260	162 648	0.3669	0.5277	84 963	0.3638	0.5241	77 685
Su esposo alguna vez la humilló	0.3747	0.8986	162 643	0.3792	0.9039	84 960	0.3698	0.8928	77 683
Esposo alguna vez amenazó con hacerle daño	0.1742	0.6408	162 644	0.1780	0.6474	84 960	0.1701	0.6335	77 684
Amenaza con irse de casa/ quitarle hijos	0.3593	0.8715	162 643	0.3662	0.8799	84 960	0.3517	0.8623	77 683
Alguna vez violencia emocional	0.2375	0.4256	162 649	0.2398	0.4270	84 963	0.2350	0.4240	77 686
Experimentó alguna violencia sexual	0.0539	0.2259	162 649	0.0554	0.2288	84 963	0.0523	0.2227	77 686

Fuente: elaborado con base en los datos de la Endes (2010–2022).

Cuadro A3. Prueba de asignación aleatoria: prueba T de diferencias de medias de las características sociodemográficas de las madres en función del sexo del primer hijo

	Total	Primogénito	Obs.	Primogénita	Obs.	Diff. = (2)-(4)	Valor p	Err. est.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Características demográficas								
Edad	29.92 (6.33)	29.91 (6.31)	97195	29.93 (6.34)	101131	0.01	0.6	0.03
Edad²	935.19 (391.59)	934.58 (390.65)	97195	935.81 (392.56)	101131	1.23	0.48	1.76
Urbano	0.7 (0.46)	0.7 (0.46)	97195	0.7 (0.46)	101131	0.00	0.28	0.00

(Continúa)

	Total	Primogénito	Obs.	Primogénita	Obs.	Diff. = (2) - (4)	Valor p	Err. est.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Lengua Materna</i>								
Otras lenguas originarias	0.04 (0.19)	0.04 (0.19)	97195	0.04 (0.19)	101131	0.00	0.53	0.00
Castellano	0.8 (0.4)	0.8 (0.4)	97195	0.8 (0.49)	101131	0.00	0.13	0.00
Quechua	0.17 (0.37)	0.16 (0.37)	97195	0.17 (0.37)	101131	0.00	0.18	0.00
Idioma extranjero	0 (0.03)	0 (0.03)	97195	0 (0.03)	101131	0.00	0.89	0.00
<i>Nivel educativo</i>								
Sin nivel	0.01 (0.11)	0.01 (0.1)	97194	0.01 (0.11)	101131	0.0008*	0.09	0.00
Primaria	0.18 (0.39)	0.18 (0.39)	97194	0.18 (0.39)	101131	0.00	0.44	0.00
Secundaria	0.47 (0.5)	0.47 (0.5)	97194	0.47 (0.5)	101131	0.00	0.10	0.00
Superior	0.34 (0.47)	0.34 (0.47)	97194	0.34 (0.47)	101131	-0.0058***	0.01	0.00
Observaciones	198 326	101131		97195		198 326		

Nota. Se muestra los resultados de la prueba T de diferencias de medias. Los números en paréntesis representan los valores p. Nivel de significancia: ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.10.

Fuente: elaborado con base en los datos de la Endes (2010-2022).

Cuadro A4. Efectos de la hija en la violencia de pareja íntima: interacción con las categorías de edad de la hija

	Efectos sin controles				Efectos con controles			
	Efecto en porcentaje (%)	Efecto marginal	Media (hijo)	Observ.	Efecto en porcentaje (%)	Efecto marginal	Media (hijo)	Observ.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>A. Experimentó alguna violencia severa</i>								
Nacimiento hace menos de 5 años	-0.56%	-0.0003 (0.002)	0.060	58945	-1.09%	-0.0007 (0.002)	0.060	58945
Nacimiento hace 5 a 10 años	-4.19%	-0.0037 (0.003)	0.088	49276	-4.70%	-0.0041 (0.002)	0.088	49275
Nacimiento hace 11 a 17 años	-2.48%	-0.003 (0.003)	0.123	54404	-4.03%	-0.0049* (0.003)	0.123	54404

(Continúa)

	Efectos sin controles				Efectos con controles			
	Efecto en porcentaje (%)	Efecto marginal	Media (hijo)	Observ.	Efecto en porcentaje (%)	Efecto marginal	Media (hijo)	Observ.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>B. Experimentó alguna violencia sexual</i>								
Nacimiento hace menos de 5 años	-6.19%	-0.0022 (0.002)	0.036	58945	-6.32%	-0.0023 (0.001)	0.036	58945
Nacimiento hace 5 a 10 años	-0.53%	-0.0003 (0.002)	0.054	49276	-0.89%	-0.0005 (0.002)	0.054	49275
Nacimiento hace 11 a 17 años	-6.46%	-0.0045** (0.002)	0.069	54404	-7.33%	-0.0051** (0.002)	0.069	54404

Nota. Cada coeficiente corresponde a una estimación separada. Se incluyen los siguientes controles: edad, edad al cuadrado, nivel de educación, lengua materna. Asimismo, se consideran, para todas las estimaciones, efectos fijos por regiones geográficas y años. La línea base del primer niño se calcula como la probabilidad pronosticada promedio de la variable de resultado de interés para las familias con niñas primogénitas, usando los coeficientes estimados en las variables de control. El efecto porcentual es el aumento o la disminución de las variables de resultados para una familia con primogénitas a una familia de primogénitos en promedio. Errores estándar robustos, entre paréntesis. Nivel de significancia estadística: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

Fuente: elaborado con base en los datos de la Endes (2010–2022).