



**Maestría en Economía**  
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS  
UNIVERSIDAD NACIONAL DE LA PLATA

Tesis de Maestría:

**Sexo del primer hijo y resultados laborales de la madre: Evidencia para  
América Latina**

CANDIDATO:  
CARLOS SALAS PEÑA

DIRECTORA DE TESIS:  
MARÍA INÉS BERNIELL

22 de octubre de 2021

*“A Dios, por brindarme esta oportunidad. En especial a mi abuelita Olga y a mis padres por ser la fuerza en mi vida”*

El Autor.

# Índice

<b>Resumen</b>	<b>2</b>
<b>Abstract</b>	<b>2</b>
<b>1. Introducción</b>	<b>3</b>
<b>2. Antecedentes</b>	<b>5</b>
<b>3. Metodología</b>	<b>7</b>
3.1. Estrategia de Identificación . . . . .	7
3.2. Estrategia Empírica . . . . .	8
3.2.1. Estimación en la Media por MCO . . . . .	8
3.2.2. Estimación de Regresión por Cuantiles . . . . .	9
<b>4. Los datos</b>	<b>9</b>
<b>5. ¿El sexo del primer hijo es exógeno?</b>	<b>11</b>
<b>6. Resultados</b>	<b>14</b>
6.1. Resultados a nivel de América Latina . . . . .	14
6.1.1. Oferta laboral y sexo del primer hijo . . . . .	14
6.1.2. Sexo del primer hijo, fertilidad y estado civil de la madre . . . . .	15
6.2. Explorando resultados adicionales en Perú . . . . .	17
6.2.1. Efectos del sexo del primer en otros resultados laborales de la madre en Perú	18
6.2.2. Efectos del sexo del primer hijo en la estabilidad marital y fecundidad en Perú	19
6.2.3. Efectos heterogéneos del sexo del primer hijo en la distribución de ingresos laborales de la madre . . . . .	21
<b>7. Conclusiones</b>	<b>26</b>
<b>Referencias Bibliográficas</b>	<b>27</b>
<b>Appendices</b>	<b>30</b>
<b>Apéndice A. Datos censales utilizados en base a IPUMS International</b>	<b>30</b>
<b>Apéndice B. Estadística descriptivas</b>	<b>31</b>
<b>Apéndice C. Prueba de asignación aleatoria para Perú</b>	<b>34</b>
<b>Apéndice D. Estimación por cuantiles condicionales y no condicionales</b>	<b>35</b>
<b>Apéndice E. Diferencias salariales de características laborales de la madre por grupos etarios</b>	<b>38</b>
<b>Apéndice F. Resultados laborales adicionales en Perú</b>	<b>41</b>

## Índice de figuras

1.	Evolución de los resultados laborales de la madre por grupo de primogénitos en Perú	11
2.	Evolución de la estabilidad marital y fecundidad de la madre por grupo de primogénitos en Perú . . . . .	12
E5.	Función de densidad de Kernel del log-ingreso salarial de la madre . . . . .	38

## Índice de tablas

1.	Estadísticas T y F de la regresión del sexo del primer hijo y las características socio-demográficas de las madres. . . . .	13
2.	Efectos del sexo del primer hijo en los resultados laborales de la madre . . . . .	14
3.	Efectos del sexo del primer hijo en la fecundidad . . . . .	16
4.	Efectos del sexo del primer hijo en la estabilidad marital . . . . .	17
5.	Efectos del sexo del primer hijo en los resultados laborales de la madre, en base a ENAHO 2005-2019 . . . . .	18
6.	Efectos del sexo del primer hijo en los resultados laborales de la madre, en base a IPUMS 1993 y 2007 . . . . .	19
7.	Efectos del sexo del primer hijo en la estabilidad marital y fecundidad en base a ENAHO 2005-2019 . . . . .	20
8.	Efectos del sexo del primer hijo en la estabilidad marital y fecundidad, en base a IPUMS 1993 y 2007 . . . . .	21
9.	Efectos del sexo del primer hijo en los cuantiles no condicionales del Ingreso Laboral de la Madre . . . . .	25
10.	Efectos del sexo del primer hijo en los cuantiles condicionales del Ingreso Laboral de la Madre . . . . .	25
A11.	Datos censales utilizados en base a IPUMS International . . . . .	30
B12.	Estadísticas descriptivas en base a IPUMS 1993 y 2007 de Perú . . . . .	31
B13.	Estadísticas descriptivas en base a ENAHO, período 2005-2019 . . . . .	32
B14.	Estadísticas descriptivas en base a IPUMS . . . . .	33
E15.	Diferencias salariales de características laborales de la madre . . . . .	39
E16.	Diferencias salariales por características de la firma . . . . .	40
F17.	Efectos del sexo del primer hijo en los resultados laborales de la madre, ENAHO 2005-2019 . . . . .	41
F18.	Efectos del sexo del primer hijo en los resultados laborales de la madre, IPUMS 1993-2007 . . . . .	41

# Sexo del primer hijo y resultados laborales de la madre: Evidencia para América Latina<sup>†</sup>

Carlos Salas Peña<sup>‡</sup>

Directora: María Inés Berniell

*Universidad Nacional de la Plata*

## Resumen

Este trabajo muestra que en algunos países de América Latina, las mujeres cuyo primer hijo es un niño tienen menos probabilidades de trabajar que las mujeres con primogénitas. El objeto de estudio de esta investigación es tratar de entender por qué las mujeres reaccionan de esa manera. Para ello ponemos a prueba la hipótesis del efecto de deseo por hijo niño (Dahl y Moretti, 2008) y del efecto divorcio (Bedard y Deschenes, 2005; Ananat y Michaels, 2008), utilizando una estrategia de identificación que explota que el sexo del primer hijo en la concepción es aleatorio. Para ello utilizamos datos censales en base al proyecto IPUMS. Validamos que los primogénitos inciden positivamente en la probabilidad de que un matrimonio sobreviva y eso se traduce en una caída en el empleo de las madres. Además, en el caso de Perú, Paraguay, Ecuador y Uruguay, se encontraron efectos positivos en la fecundidad cuando el primogénito es un niño, resultado que es consistente con lo encontrado en economías avanzadas. Mientras que en Argentina y México se observan efectos negativos en la fecundidad. Finalmente, se validan los resultados de Perú en base a la encuesta de hogares (ENAHO), y para este país se observa además que tener un niño varón como primogénito presenta un mayor efecto negativo en los ingresos de las madres más pobres.

**Palabras clave:** sexo del primer hijo, preferencias por hijos, oferta laboral de la mujer.  
**Códigos JEL:** E24, J13, J22, J23.

## Abstract

This work shows that in some Latin American countries, women whose first child is a child are less likely to work than women with firstborns. The object of study of this research is to try to understand why women react in this way. To do this, we test the hypothesis of the desire effect for a child (Dahl and Moretti, 2008) and the divorce effect (Bedard and Deschenes, 2005; Ananat and Michaels, 2008), using an identification strategy that exploits that the sex of the child first child at conception is random. For this we use census data based on the IPUMS project. We validate that first-born have a positive influence on the probability that a marriage will survive and that this translates into a drop in the employment of mothers. In addition, in the case of Peru, Paraguay, Ecuador and Uruguay, positive effects were found on fertility when the first-born is a child, a result that is consistent with what is found in advanced economies. While in Argentina and Mexico negative effects on fertility are observed. Finally, the results for Peru are validated based on the household survey (ENAHO), and for this country it is also observed that having a male child as the first-born has a greater negative effect on the income of the poorest mothers.

**Keywords:** child gender, preferences for children, female labour supply.  
**JEL classification:** E24, J13, J22, J23.

---

<sup>†</sup>El presente trabajo constituye la tesis de Maestría en Economía de la UNLP, realizada bajo la dirección de María Inés Berniell, a quien agradezco por las conversaciones estimulantes que inspiraron mi interés en este tema, asimismo por sus útiles comentarios durante todo el proceso de investigación. Los errores eventuales son de mi exclusiva responsabilidad.

<sup>‡</sup>Candidato a Mg. en Economía, Universidad Nacional de la Plata. Asociado al CONCYTEC-DINA. Correo electrónico: [carlos.salas@unsaac.edu.pe](mailto:carlos.salas@unsaac.edu.pe)

# 1. Introducción

Las mujeres en los países en desarrollo de ingresos bajos y moderados, tienen un rezago en muchas dimensiones con respecto a los hombres. Ellas tienen menor probabilidad de trabajar; ganan menos que los hombres por un trabajo similar; es más probable que estén en la pobreza; y carecen de derechos fundamentales, tales como la representación política y la carencia de derechos de propiedad (Duflo, 2005). Otro hecho extremo con respecto a este fenómeno es que la tasa de mortalidad de las niñas es más alta en países en algunos países en desarrollo<sup>1</sup>. Este hecho es aún más significativo en aquellos países donde existe una mayor “preferencia de hijo varón” (Barcellos et al., 2014).

En varios países desarrollados se ha documentado que las madres con primer hijo niño tienen mayor probabilidad de trabajar menos horas en comparación a las madres con una hija niña (Ichino et al., 2011). Pero el verdadero misterio es por qué las madres en estos países reaccionan de esa manera al sexo de su primer hijo. Además es un enigma debido a la extensa evidencia empírica para los países en desarrollo que sugiere que si el primer hijo es una niña, los padres continúan procreando hasta la llegada del primer hijo niño (*stopping rule*). En ese sentido, tener un hijo primogénito debería en teoría aumentar la probabilidad de trabajar de las madres, debido a la menor necesidad de tiempo para el cuidado de los hijos y además porque durante el período de embarazo las madres frecuentemente disminuyen su oferta laboral (Jayachandran y Kuziemko, 2011; Barcellos et al., 2014).

Una respuesta a esta incógnita en los países desarrollados, fue considerar que el sexo del primer hijo afecta la fecundidad de formas opuestas (Ichino et al., 2011). En primer lugar, si el primogénito es una niña, los padres continúan procreando hasta que llegue un hijo varón (*efecto de deseo por hijo varón* de Dahl y Moretti, 2008), es decir uno espera que si el primer hijo es una niña eso se refleje en una mayor fecundidad dentro de las parejas casadas, porque los padres continúan procreando hasta que llegue el primer hijo niño, por lo tanto el aumento de la fecundidad implica un caída en la probabilidad de trabajar de las madres. En segundo lugar, un niño primogénito varón aumenta la probabilidad de estabilidad conyugal (*efecto divorcio* de Bedard y Deschenes, 2005, y Ananat y Michaels, 2008). Este mecanismo tiene un impacto en la oferta laboral de las madres que pasa por dos canales: (i) En primer lugar, la mayor estabilidad matrimonial genera menor necesidad de trabajar para las madres; (ii) en segundo lugar, la estabilidad conyugal después de un hijo primogénito genera una mayor fecundidad, y este aumento en la fecundidad reduce la oferta laboral de mano de obra de las madres. Por lo tanto estos dos mecanismos generan efectos opuestos en el empleo de las madres. Ya que ambos efectos son contrapuestos, el efecto total en la probabilidad de trabajar de la madre depende del signo y magnitud del efecto.

En un trabajo seminal sobre la demanda de hijos, Dahl y Moretti (2008), encuentran evidencia de que las familias estadounidenses prefieren a los niños que a las niñas<sup>2</sup>. En este trabajo el autor muestra los efectos mencionados anteriormente, encontrando que un hijo primogénito aumenta la duración de los matrimonios y disminuye la fecundidad para una muestra de parejas casadas. Sin embargo, no considera las implicancias sobre el efecto en la fecundidad en función del sexo del primer hijo en todas las madres independientemente de su estado civil. Luego, Ichino et al. (2011), amplía estos resultados: utilizando la misma muestra considera a todas las madres para verificar los

---

<sup>1</sup>Para más detalles ver por ejemplo Sen, 1990 y Arnold et al., 1998.

<sup>2</sup>Existe evidencia empírica en países desarrollados sobre las preferencias por niños varones, por ejemplo en EE.UU, Reino Unido, Italia, Suiza y Corea del sur (Dahl y Moretti, 2008; Ichino et al., 2011; Choi y Hwang, 2015 y en países en vías de desarrollo (Jayachandran y Kuziemko y Barcellos et al., 2014).

dos efectos mencionados anteriormente, encuentran que un hijo primogénito aumenta el número de hijos e incrementa la estabilidad matrimonial además que estos efectos se mantienen para el caso del Reino Unido, Italia y Suecia.

La evidencia del efecto del sexo del primer hijo en los resultados laborales de la mujer para países en desarrollo es limitada; y en especial, dada la configuración del mercado laboral de las mujeres en América Latina es relevante estudiar los efectos del primer hijo en los resultados laborales de la madre, asimismo entender los mecanismos subyacentes. En ese sentido, la contribución de esta investigación es proveer evidencia empírica al respecto. En primera instancia nos centramos en algunos países de América Latina, y luego nos enfocamos en el caso particular de Perú, para estudiar el efecto del sexo del primer hijo en otros resultados laborales, tales como el ingreso laboral<sup>3</sup>.

Cabe resaltar que en América Latina existen señales de desaceleración del crecimiento de la participación laboral de la mujer<sup>4</sup> desde comienzos de los 2000 y que los hombres dedican en promedio más tiempo al trabajo remunerado que las mujeres. Además, se observa una caída importante de las tasas de fecundidad desde mediados de los sesenta, esta reducción implica una convergencia hacia los niveles de las regiones más avanzadas del mundo. Otro hecho que cabe resaltar es que en muchos países de la región las madres dedican mucho más tiempo que los hombres al trabajo doméstico. Por ejemplo, según la Encuesta Nacional de Uso del Tiempo de Perú (2010), mientras que los hombres dedican 15 horas con 54 minutos a las semanas a actividades no remuneradas, las mujeres destinan 39 horas con 28 minutos. Estas características no difieren significativamente con respecto a los países desarrollados donde existe evidencia del efecto del sexo del primer hijo en los resultados laborales de la madre a partir de los mecanismos anteriormente comentados. En ese sentido, surge la motivación de este trabajo de encontrar efectos ocultos en la oferta laboral de la madre en base al sexo del primer hijo.

En líneas a los párrafos anteriores, en esta investigación se plantea responder las siguientes preguntas: ¿Las madres cuyo primer hijo es un niño tienen menor probabilidad de trabajar en América Latina? ¿cuál de los dos mecanismos, efecto deseo por hijo varón o efecto divorcio, se valida para América Latina? y ¿existen diferencias significativas de ingresos laborales como consecuencia del sexo del primer hijo?.

Para responder estas preguntas, se utilizó una estrategia de identificación estudiada en la literatura, que explota que el sexo del primer hijo en la concepción es aleatorio, bajo el supuesto de ausencia de aborto selectivo por sexo. Es decir, si 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 en términos de características familiares observables. En consecuencia, cualquier diferencia observada en términos de la participación laboral de la mujer, puede atribuirse al sexo del recién nacido. Adicionalmente, se estudian otras variables de resultado laboral; las horas trabajadas, empleo informal, empleo no remunerado, ingresos laborales. Para lograr este objetivo, se utilizó una muestra representativa de datos de los censos poblacionales de Argentina (2001 y 2010), Chile (1990 y 2000),

---

<sup>3</sup>Existe evidencia del efecto del sexo de los hijos en los ingresos laborales de la madre, por ejemplo en [Lundberg y Rose \(2002\)](#) y [Ananat y Michaels \(2008\)](#).

<sup>4</sup>En un estudio sobre la participación laboral de las mujeres en América Latina, [Gasparini y Marchionni \(2015\)](#), mostraron que la desaceleración de la participación laboral desde comienzos de los 2000, refleja una mayor intensidad en las mujeres más vulnerables con baja educación, que viven en las áreas rurales, con hijos y con parejas de bajos ingresos. Además, las mujeres dedican más del triple de tiempo al trabajo no remunerado, y al igual que ocurre en otras regiones del mundo, el aumento de la participación en la fuerza laboral fue especialmente entre las mujeres casadas. Otro hallazgo de este estudio es la tendencia descendente de tasas de fecundidad desde mediados de la década de 1960, con un promedio de 2.5 hijos por mujer en el período 2005-2010.

Ecuador (2001 y 2010), México (2015), Paraguay (1992 y 2002), Perú (1993 y 2007) y Uruguay (2004 y 2011) en base al Proyecto IPUMS. En una segunda etapa, se validan los resultados de Perú en base a la encuesta de hogares (ENAHG).

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera: En la sección 2, se realiza la revisión de la literatura sobre las preferencias por sexo del primer hijo y el impacto en los resultados laborales, estabilidad marital y fecundidad. En la sección 3, se detalla la estrategia metodológica a seguir y el supuesto de identificación y la fuente de datos empleada. En la sección 4, se describen los principales resultados de los datos utilizados. En la sección 5, se describen y discuten los resultados hallados y finalmente en la sección 6 se resumen las principales conclusiones.

## 2. Antecedentes

En este punto se hace hincapié en los principales antecedentes de la investigación. En términos generales la evaluación de la literatura sugiere que las mujeres experimentan un impacto negativo en su oferta laboral cuando tienen un primer hijo varón. Los mecanismos encontrados se fundamentan en las decisiones de fecundidad y de divorcio de los padres (Ichino et al., 2011, Ananat y Michaels, 2008, Lundberg y Rose, 2002, Choi y Hwang, 2015, Azimi, 2015).

El núcleo teórico que está detrás para las decisiones de divorcio y fecundidad se basa en los trabajos teóricos de Becker (1973) y Becker (1974): “*A Theory of Marriage: Part I and Part II*” sobre la teoría de los mercados matrimoniales. A partir de estos abordajes teóricos, Dahl y Moretti (2008) desarrollaron un modelo simple de dos períodos para las decisiones de divorcio y fertilidad. En este modelo los padres tienen funciones de utilidad transferibles y experimentan choques estocásticos que influyen en la calidad del matrimonio. En particular, este modelo estilizado muestra que los padres tienen una mayor probabilidad de divorciarse si tienen una hija que un hijo. Sin embargo, los modelos tienen diferentes implicancias para la fertilidad. Una consecuencia del modelo propuesto, es que con solo el sesgo de sexo del primogénito, los padres tendrán más probabilidades de tener un hijo adicional si su primer hijo fue una niña. Por el contrario, con una historia de modelo a seguir pura o si el aumento de los costos de las niñas es mayor entonces ocurre lo contrario.

Existe evidencia para países desarrollados del efecto del sexo del primer hijo en la oferta laboral de la mujer. Ichino et al. (2011), demostraron para EE.UU, el Reino Unido, Italia y Suecia, que las mujeres cuyo primer hijo es un niño son más probables que trabajen menos horas que las mujeres con primogénitas. Para entender los mecanismos que están detrás de estos resultados, se utilizó las explicaciones encontradas en los trabajos de Dahl y Moretti (2008), Bedard y Deschenes (2005) y Ananat y Michaels (2008). En primer lugar, si el primogénito es una niña, los padres continúan procreando hasta que llegue un hijo, lo cual es conocido en la literatura como el *efecto de deseo por hijo niño (stopping rule)* de Dahl y Moretti (2008). Es decir, este efecto, implica más embarazos en el caso de las parejas con una hija primogénita (mayor fecundidad), lo que genera una menor participación en el mercado laboral de las madres. En segundo lugar, Bedard y Deschenes (2005) y Ananat y Michaels (2008), encontraron que la tasa de disolución matrimonial es más alta para las mujeres cuyo primer hijo es una niña. La intuición que está detrás de este canal es que las madres con matrimonios inestables tienen menos hijos a lo largo de su vida, en ese sentido el sexo del primogénito tendrá efectos ambiguos sobre países donde existe una mayor probabilidad de divorcio. Este efecto es conocido en la literatura como el *efecto divorcio*. Este mecanismo tiene un impacto en la oferta laboral de las madres que pasa por dos canales: (i) En primer lugar, la mayor estabilidad

matrimonial genera menor necesidad de trabajar para las madres, porque ellas pueden esperar un apoyo económico de sus parejas; (ii) en segundo lugar, la estabilidad conyugal después de un hijo primogénito genera una mayor fecundidad, y este aumento en la fecundidad reduce la oferta laboral de mano de obra de las madres.

Además, [Lundberg \(2005\)](#), encuentra evidencia para EE.UU de que los niños varones aumentan las horas de trabajo de sus padres, y este aumento en la especialización del hogar puede ser una respuesta óptima a una mayor estabilidad matrimonial esperada. Al mismo tiempo, los padres estadounidenses altamente educados tienen más probabilidades de reducir sus horas de trabajo cuando tienen un hijo muy pequeño, en lugar de una hija. Por otra parte, para EE.UU. [Lundberg y Rose \(2002\)](#) estimaron los efectos diferenciales entre hijos e hijas en la oferta laboral del padre y en los ingresos laborales por hora. Encontraron que la paternidad incrementa significativamente el salario y las horas trabajadas para el hombre.

[Azimi \(2015\)](#) estimó el efecto de tener hijos en la participación laboral de la madre en áreas urbanas de Irán. No encontró efectos significativos de la fecundidad en la fuerza laboral de la mujer. [Bharadwaj et al. \(2013\)](#), también en un trabajo para EE.UU, encontraron, por el contrario que las hijas tienen más probabilidades de crecer en familias más grandes, en hogares sin padre y en la pobreza. Otro hallazgo de este estudio fue que el sexo infantil también afecta la participación de los padres en la fuerza laboral y en la participación paterna.

Adicionalmente, existe evidencia sobre el efecto del sexo del primer hijo en los ingresos laborales. Por ejemplo, [Ananat y Michaels \(2008\)](#) y [Bedard y Deschenes \(2005\)](#), utilizaron el sexo de un primogénito como variable instrumental instrumento (IV) para la probabilidad de que el primer matrimonio de una mujer termine, con el objetivo de examinar los efectos del divorcio en los ingresos de la madre. Esta estrategia explota el hecho de que el sexo del primogénito es aleatorio y el hecho de que es menos probable que los matrimonios continúen después del nacimiento de las niñas en lugar de los niños. Una vez que la selección negativa en el divorcio se tiene en cuenta, los resultados muestran que en promedio, las mujeres divorciadas viven en hogares con más ingresos por persona que las mujeres nunca divorciadas.

Según la literatura, el *puzzle* que está detrás de estos efectos está relacionado con las preferencias por hijos. En un trabajo seminal sobre la demanda de hijos [Dahl y Moretti \(2008\)](#), encuentran evidencia sobre las preferencias por hijos varones. Asimismo, encuentran que el sexo infantil afecta el estado civil y las decisiones de fecundidad de los padres estadounidenses, encontrando efectos negativos para niños en hogares con niñas primogénitas. Paralelamente, encontraron que las madres de las niñas son mucho más propensas a no haberse casado, asimismo condicional a las mujeres casadas, las madres con niñas tienen mayor probabilidad a divorciarse. Al mismo tiempo, validan la hipótesis que condicional al divorcio, los padres tienen una mayor demanda de hijos que hijas, es decir los niños son más propensos que las niñas a vivir con sus padres. En Polonia, [Karbownik y Myck \(2017\)](#) encontraron que un hijo primogénito aumenta el nivel de gastos del hogar en ropa de mujeres adultas y niños, y reduce el gasto en juegos, juguetes y pasatiempos. Sin embargo, no encontraron evidencia sólida sobre las diferencias de género en inversión educativa. Mientras que para 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 que están detrás de las decisiones de los padres involucran preferencias sesgadas contra el sexo del hijo, y se reflejan mediante la optimización de diferentes costos de inversión en niños y niñas sobre los diferentes retornos de estas inversiones.

Las preferencias por hijos implican un trato diferenciado de los niños y niñas por parte de sus padres, lo cual se refleja en la manera en que los padres asignan sus recursos. Es de particular importancia a la luz de la creciente evidencia acerca de las intervenciones en edades tempranas de los niños (Almond y Currie, 2011; Carneiro y Ginja, 2014) e inversión en niños en forma de atención prenatal, vacunas o atención médica (Figlio et al., 2009; Levine y Schanzenbach, 2009). Ya que estas inversiones en edades tempranas determinan la productividad del niño y lo condiciona a lo largo de su vida.

Los resultados antes mencionados con respecto a las preferencias por el hijo varon son consistentes con una extensa literatura en ciencias sociales, en particular en sociología y psicología, donde coinciden que existe una mayor preferencia de por los niños que por las niñas. En particular, los niños varones aumentan la estabilidad familiar y reducen la participación laboral de la madre. Por ejemplo, en algunos estudios en el campo de la sociología: Morgan et al. (1988) encontraron que los hijos varones reducen el riesgo de inestabilidad familiar en comparación de las hijas mujeres. Asimismo, Mott (1994) encontró que las niñas tienen menos probabilidades de vivir con sus padres en comparación de los niños. No obstante, existen otros estudios en los cuales no encontraron efectos del sexo del primer hijo en divorcio (Devine y Forehand, 1996; Bracher et al., 1993). Por el lado de la psicología, Cowan y Cowan (1992) proporcionan un análisis de las interacciones entre la satisfacción conyugal y el comportamiento parental. En particular encuentran que el conflicto matrimonial causó que la relación entre los padres y sus hijas se deteriora notablemente, pero no afectó su relación con los hijos.

En el caso de América Latina, la literatura económica sobre el efecto del sexo del primer hijo en los resultados laborales es inexistente, lo mismo ocurre con respecto a literatura relacionada a las preferencias por hijos. En ese sentido, este trabajo contribuye con mostrar evidencia al respecto.

### 3. Metodología

#### 3.1. Estrategia de Identificación

Para investigar si el sexo del primer hijo afecta los resultados laborales de la madre, se trabajará con la muestra de mujeres que tienen hijos, para luego comparar a las madres con primer hijo niño versus aquellas madres que tienen una niña como primer hijo. La estrategia de identificación se basa en la variación aleatoria del sexo del primer hijo, el cual se puede interpretar como una “lotería”, cuyo resultado está determinado por la naturaleza. Entonces, si el sexo del hijo es aleatorio, aquellas familias que acaban de tener un niño son en valor esperado idénticas a las familias que acaban de tener una niña. Por lo tanto, cualquier diferencia que observemos en términos de alguna característica laboral, socioeconómica, de fecundidad, o de estado marital de los padres puede atribuirse al sexo del primer hijo. Sin embargo, con los siguientes hijos esto ya no es así. Es más probable que las familias que siguen el *stopping rule* sesgado por el hijo dejen de tener hijos después de un niño. Con el tiempo, se desarrollará una correlación entre el sexo y las preferencias del niño más pequeño.

El supuesto que está 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 primer hijo con las variables de resultado pueden ser interpretadas como efectos causales<sup>5</sup>.

---

<sup>5</sup>Adicionalmente se podría comparar 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)

## 3.2. Estrategia Empírica

### 3.2.1. Estimación en la Media por MCO

Aprovechando la variación exógena del sexo del primer hijo, por las consideraciones detalladas en el punto anterior, las diferencias entre niños y niñas en los resultados laborales de la madre pueden ser medidas utilizando un modelo de regresión mediante mínimos cuadrados ordinarios, a partir de la siguiente ecuación:

$$Y_i = \alpha + \beta \text{hijovaron}_i + X_i' \vartheta + \vartheta T_t + \gamma R_r + \varepsilon_i \quad (1)$$

Dónde  $Y_i$  representa un conjunto de variables de resultados laborales (tales como el empleo, desempleo, la fuerza de participación laboral, horas trabajadas y los ingresos laborales) de las  $i$  madres bajo la muestra.  $\text{hijovaron}_i$  es una variable binaria que es igual a uno si el primer hijo es un primogénito y de cero en caso contrario.  $X_i$  es un vector de características familiares; exógeno al sexo del primer niño (tales como: el nivel de capital humano de la madre, características socio-demográficas, tales como: edad, edad al cuadrado, raza, religión). Asimismo, se consideran efectos fijos de tiempo  $T_t$  y efectos fijos por región  $R_r$ . La variable  $\varepsilon_i$  representa el término de error para cada variable de resultado. Los parámetros  $\beta$  capturan el efecto promedio del sexo del primogénito en los resultados laborales de la madre, si el sexo del hijo se asigna al azar, tan bueno como si fuera aleatorio.

Por lo tanto, bajo esta estrategia de identificación basada constantemente en el sexo del primer hijo, se estima el efecto total del sexo del primogénito en los resultados laborales de la madre, incluyendo cualquier efecto indirecto a través de las decisiones de fecundidad posteriores que puede depender del sexo del primogénito.

El enigma que está detrás del efecto del sexo del primer hijo en los resultados laborales, tiene que ver con tratar de entender porqué las madres reaccionan de esa manera al sexo de su primer hijo, el cual es elegido al azar por la naturaleza. Como se mencionó en el punto 2, la literatura sugiere dos mecanismos para entender este enigma; (i) *efecto deseo de tener un hijo* y (ii) *efecto divorcio*. Para comprender estos mecanismos para el caso de Perú, se plantea implementar empíricamente la siguiente ecuación:

$$Z_i = \lambda + \delta \text{hijovaron}_i + X_i' \varphi + \vartheta T_t + \gamma R_r + \mu_i \quad (2)$$

Dónde  $Z_i$  representa las variable de resultado de estabilidad marital (probabilidad de estar casado, probabilidad de estar divorciado) y fecundidad (número de hijos totales, probabilidad de tener más de un hijo) para cada madre  $i$ .  $X_i'$  es un vector de características familiares; exógeno al sexo del primer niño (tales como: el nivel de capital humano de la madre y características sociodemográficas). Asimismo, se consideran efectos fijos de tiempo  $T_t$  y efectos fijos por región  $R_r$ . La variable  $\mu_i$  representa el término de error para cada variable de resultado. Los parámetros  $\delta$  capturan el efecto promedio del sexo del primogénito en los resultados de la estabilidad marital y fecundidad para estimaciones independientes.

Tanto la ecuación (1) como la ecuación (2) se estimará por MCO, los parámetros  $\beta$ , son estimadores insesgados y consistentes de los parámetros de interés, si el sexo del primer hijo es aleatorio en el momento de la concepción y condicional al vector  $X_i$ , es decir se cumple que la  $\mathbb{E}(D_i \varepsilon_i) = \mathbb{E}(D_i \varepsilon_i | X) = 0$ .

### 3.2.2. Estimación de Regresión por Cuantiles

De manera complementaria, también estamos interesados en estudiar los efectos distributivos del sexo del primer hijo en los ingresos laborales de la madre mediante la aplicación de regresión por cuantiles. Para la estimación por cuantiles, se aplicó y contrastó el enfoque de regresión de cuantiles condicionales propuestos por [Koenker y Bassett \(1978\)](#) y [Koenker \(2005\)](#) y el enfoque de cuantiles no condicionales desarrollado más recientemente por [Firpo et al. \(2009\)](#). El modelo para la variable resultado de ingresos específico de cuantiles, se puede escribir de la siguiente manera:

$$Y_i^\tau = \nu_i + \beta^\tau \text{hijovaron}_i + \zeta^\tau \mathbf{X}_i + \vartheta^\tau T_t + \gamma^\tau R_r + v_i^\tau \quad (3)$$

Dónde  $Y_i^\tau$  representa el logaritmo del ingreso laboral para cada madre  $i$  en el  $\tau$  ésimo cuantil.  $\text{hijovaron}_i$  es una variable dicotómica que representa al sexo del primer hijo, la cual es igual a uno si es niño y cero si es niña. Esta variable funciona como una variable de tratamiento exógena por las características comentadas en la sub sección anterior. La variable  $\mathbf{X}_i$  representa un conjunto de covariables, las cuales se definió anteriormente. Asimismo, se consideran efectos fijos de tiempo  $T_t$  y efectos fijos por región  $R_r$ . La variable  $v_i^\tau$  representa el término de error para cada cuantil. Los parámetros  $\beta^\tau$  capturan los efectos del sexo del primer hijo para cada cuantil  $\tau$  ésimo de la distribución de ingresos laborales de la madre. Estos coeficientes  $\beta^\tau$  se pueden interpretar como los efectos parciales por cuantil (QPE por sus siglas en inglés) a partir del sexo del primer hijo. En términos del supuesto de identificación comentado en los puntos anteriores, se podría interpretar a estos efectos por cuantiles como efectos causales a lo largo de toda la distribución de ingresos de la madre. En el Apéndice D, se detallan los aspectos técnicos de estos métodos.

## 4. Los datos

Se usaron distintas fuentes de datos para este estudio. En primer lugar, se utilizó datos de los censos poblacionales de Argentina (2001 y 2010), Chile (1990 y 2000), Ecuador (2001 y 2010), México (2015), Paraguay (1992 y 2002), Perú (1993 y 2007) y Uruguay (2004 y 2011). Los cuales se recopilaron de la base de datos del proyecto IPUMS-Internacional<sup>6</sup>. La muestra sistemática se extrajo de la muestra estratificada para cada país desarrollada por las oficinas de estadísticas. La fracción de la muestra utilizada es en promedio 10% de la población total (para más detalles ver el Apéndice A, Tabla A11). Lo interesante de estas bases de datos es que se cuenta con un gran conjunto de variables laborales y demográficas.

Los conjuntos de datos contienen 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 en los datos. Para todos los conjuntos de datos, nos enfocamos en todas las mujeres que tenían entre 18 y 55 años en el momento de la entrevista, con al menos un hijo, que tuvieron su primer hijo entre 18 y 45 años de edad y cuyo primer hijo no tiene más de 17 años<sup>7</sup>. Excluimos de la muestra a los

---

<sup>6</sup>IPUMS-International, proporciona datos de censos y encuestas de todo el mundo integrados en el tiempo y el espacio. La integración y documentación de IPUMS facilita el estudio de cambios, la realización de investigaciones comparativas, la combinación de información entre tipos de datos y el análisis de individuos dentro del contexto familiar y comunitario. Datos y servicios disponibles de forma gratuita (*Minnesota Population Center. Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 7.3 [dataset]. Minneapolis, MN: IPUMS, 2020. <https://doi.org/10.18128/D020.V7.2>*).

<sup>7</sup>Cabe resaltar que los jóvenes en América Latina, tardan más tiempo en salir de la casa de sus padres en comparación a otros jóvenes de Estados Unidos o Europa. Según un estudio de Dada Room las edades promedio en

hijos mayores de 18 años de edad, ya que potencialmente podrían trabajar e ingresar al mercado laboral, en ese sentido su decisión podría afectar a la oferta laboral de la madre, lo que implicaría una distorsión en la distribución de ingresos dentro del hogar. Dahl y Moretti (2008) e Ichino et al. (2011), sostienen que en los países desarrollados, los niños tienden a abandonar el hogar no antes de los 18 años. Por ejemplo, Ichino et al. (2011) consideraron que el espacio de tiempo entre el primer y el segundo niño es de alrededor de 3 años, en ese sentido limitaron su muestra hasta hijos menores de 15 años de edad para minimizar la posibilidad de medir el sexo del segundo hijo en lugar del primero. En la Tabla B14, se muestran las estadísticas descriptivas de los datos censales por país.

En segundo lugar, se utilizó los datos de la Encuesta Nacional de Hogares de Perú<sup>8</sup> (ENAHO). En base a estos datos se construyó un *pooled* de datos de corte transversal para el periodo 2005-2019. Esta encuesta se realiza en el ámbito nacional de Perú que contempla los 24 departamentos y una provincia constitucional, tanto en el área urbana como rural. El marco muestral para la selección de la muestra lo constituye la información estadística proveniente de los Censos de Población y Vivienda y material cartográfico actualizado para tal fin. La muestra es del tipo probabilístico, de áreas, estratificada, multietápica e independiente en cada departamento de estudio. Las variables contenidas en la base de datos, se refieren a la estructura por sexo, edad, provincia y distrito en que nació, estado civil o conyugal, condición de actividad de la población, nivel educativo, etc. Asimismo, se construyeron las variables de resultados, tales como: empleo, horas trabajadas, fuerza de participación laboral, ingresos laborales, empleo informal e indicador de pobreza. Para identificar al primer hijo de cada núcleo familiar, se consideró solo a los hijos que se encuentran vivos y que en el momento de la encuesta conviven dentro del hogar. En ese sentido, queda asegurado la identificación del primogénito para cada núcleo familiar. La muestra utilizada de las madres tiene la misma configuración de los datos censales utilizados, antes comentados, no obstante se incorporó también a aquellas madres que tuvieron su primer hijo a los 17 años, esto debido a que existe una considerable cantidad de madres con respecto a este grupo etario, es decir se acotó la muestra para aquellas madres que tuvieron su primer hijo entre los 17 a 45 años de edad.

En las Tablas B12 y B13, se muestran las estadísticas descriptivas para los datos de Perú, diferenciándolas por grupos de sexo del primer hijo, en base a los datos de IPUMS y ENAHO, respectivamente. Lo primero que hay que tener en cuenta es que las madres con un hijo o una hija primogénitos son muy similares en la mayoría de características observables.

La Figura 1, ilustra la evolución de los resultados laborales de la madre en el período 2005-2019. En particular, se observa un mayor nivel de ingresos laborales para el grupo de madres con una hija primogénita en comparación a las madres con hijo. Asimismo, existe una mayor proporción de madres con empleos no remunerados para el grupo de madres con primogénitos niños. Con respecto a las horas trabajadas en el período 2005-2010 no se observa ningún patrón, no obstante a partir del año 2010 en adelante, el grupo de madres con primer hijo niña trabajan en promedio mas horas. Respecto al empleo Informal, se observa ligeramente una mayor proporción de madres con empleo informal para el grupo de madres con primer hijo varón.

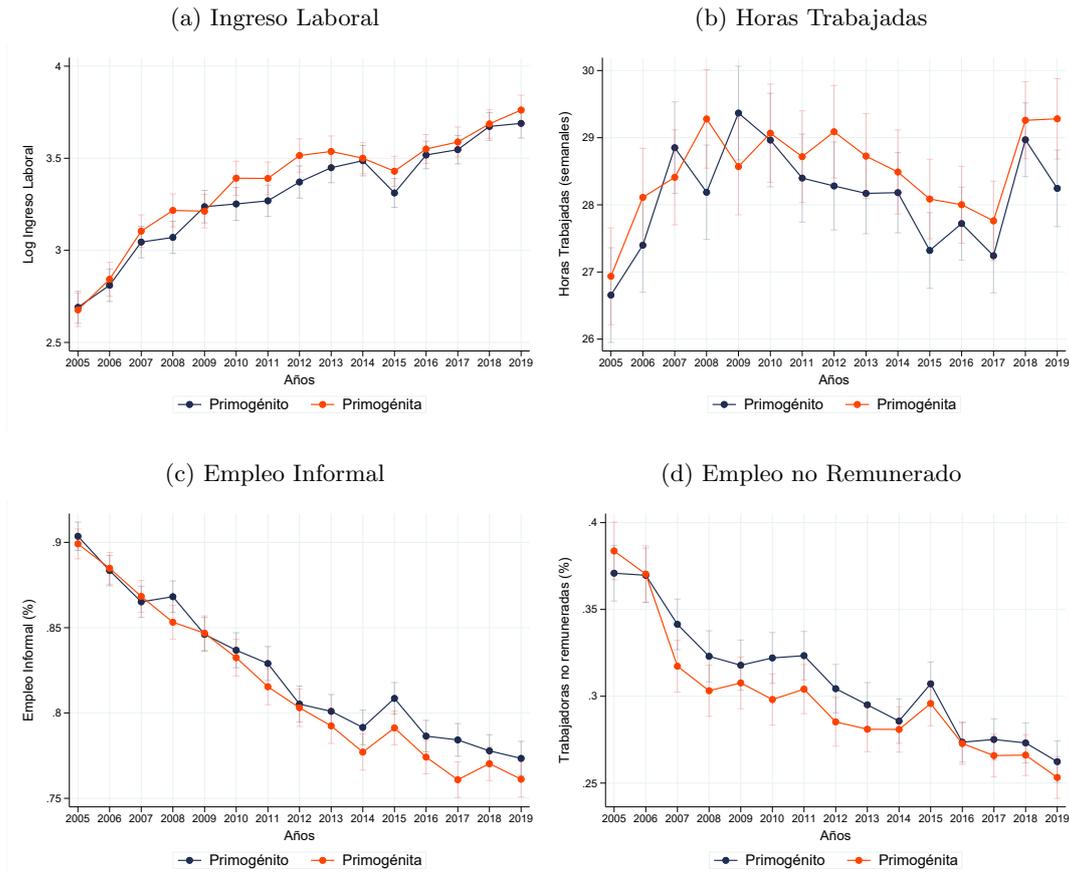
La Figura 2, muestra la evolución de las variables de estabilidad marital y fecundidad de la madre por grupos de hijos primogénitos en el período 2005-2019. En primer lugar, en el Panel (a), se observa un incremento sostenido de la proporción de divorcios a lo largo del tiempo, asimismo

---

la que un joven deja la casa de sus padres son: 25 años, en Brasil; 27, en Colombia y Chile; 28 en Argentina y México y 29 años de edad en Perú.

<sup>8</sup>Para más detalles ver: [http://iinei.inei.gob.pe/microdatos/Consulta\\_por\\_Encuesta.asp](http://iinei.inei.gob.pe/microdatos/Consulta_por_Encuesta.asp).

Figura 1: Evolución de los resultados laborales de la madre por grupo de primogénitos en Perú



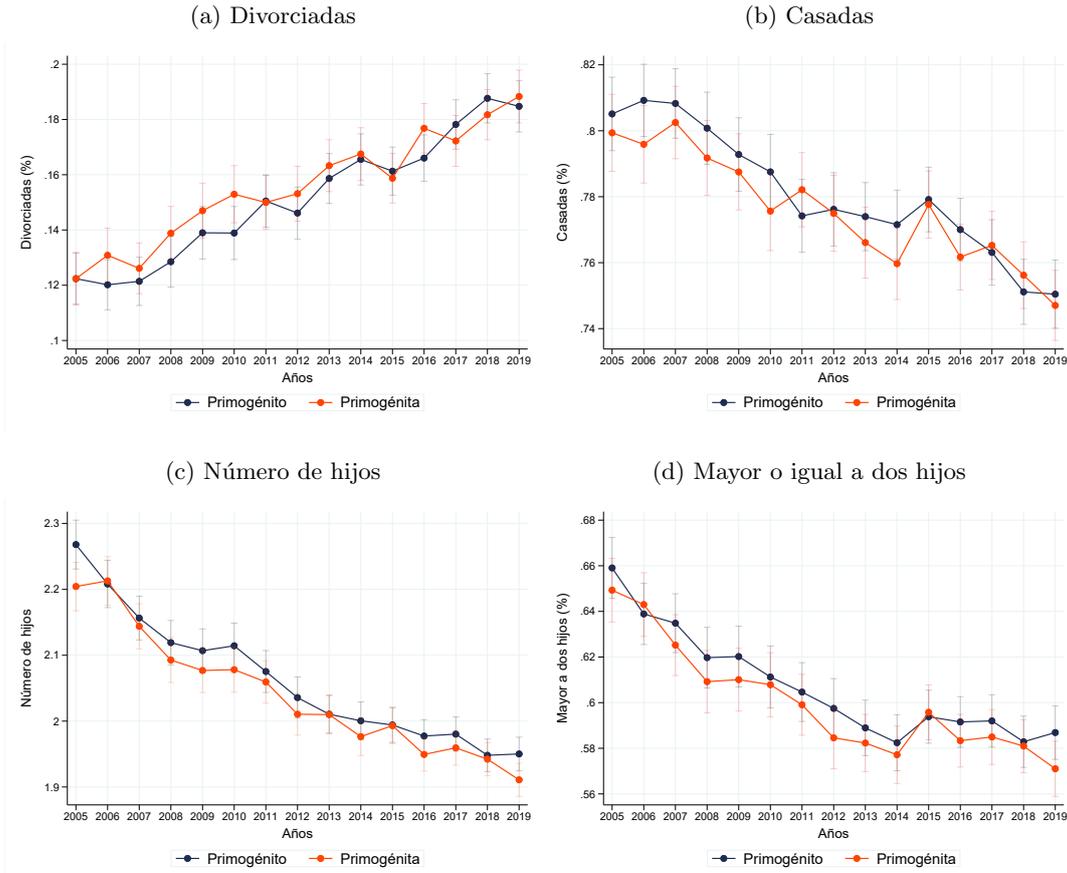
Fuente: Elaborado en base a la Encuesta Nacional de Hogares, ENAHO 2005-2019

existe una mayor proporción de madres divorciadas con primer hija niña en comparación al grupo de madres con primer hijo niño, a partir del 2015 en adelante no hay un patrón definido. En el Panel (b), se observa una caída de la proporción de madres casadas en el período de análisis, en los primeros años podemos ver claramente que existe una mayor proporción de madres divorciadas para aquellas que tuvieron un primer hijo varón, a partir del año 2011 en adelante, no se observa ningún patrón definido. En el Panel (c) y (d), se muestra la evolución de las variables de fecundidad. En particular se observa una caída sostenida del número de hijos promedio para ambos grupos, cabe resaltar que el grupo de madres con primer hijo varón, en promedio tienen mayor cantidad de hijos.

## 5. ¿El sexo del primer hijo es exógeno?

En este punto, proporcionamos evidencia sobre la aleatoriedad del sexo del primer hijo para los países considerados en este estudio. Nos enfocamos en Argentina, Chile, Ecuador, México, Paraguay, Perú y Uruguay. Como se comentó anteriormente, nos centramos en las mujeres que tenían entre 18 y 55 años en el momento de la entrevista, con al menos un hijo, quienes tuvieron su primer hijo entre los 18 y 45 años de edad, con hijos menores de 17 años. Para testear si el sexo del primer hijo no está correlacionado con las características predeterminadas de la madre, se plantea estimar la siguiente ecuación lineal:

Figura 2: Evolución de la estabilidad marital y fecundidad de la madre por grupo de primogénitos en Perú



Fuente: Elaborado en base a la Encuesta Nacional de Hogares, ENAHO 2005-2019  
 Nota: Se calcularon intervalos de confianza al 95 % de significancia estadística.

$$I(\text{niño}_i = 1) = \mathbf{X}_i\beta_a + \epsilon_{ia} \tag{4}$$

La variable dependiente es una variable indicadora para cada madre  $i$ , esta variable indicadora toma el valor de 1 cuando el sexo del primer hijo es de un niño y toma el valor de 0 en caso opuesto. El vector  $\mathbf{X}_i$  representa un conjunto de características predeterminadas de la madre, tales como: edad, edad al cuadrado y el nivel educativo. Además para algunos países, se incorporan las covariables de raza y religión porque esta fuente de heterogeneidad predeterminada puede ser relevante. El supuesto de independencia implica que  $\beta = 0$ , es decir que las  $\mathbf{X}_i$  no predicen conjuntamente el sexo del primer hijo. La Tabla 1, reporta el estadístico F y las estadísticas t de student para identificar la importancia de las covariables a nivel general e individual, respectivamente. Los resultados confirman que no se puede rechazar la hipótesis de que de las variables predeterminadas de la madre estén correlacionadas con el sexo del primer hijo, con la excepción de algunas covariables <sup>9</sup>. Asimismo, la prueba conjunta, nos muestra la exogeneidad del sexo del primer hijo para todos los países, con excepción del caso de México y la encuesta de hogares de Perú. En el Apéndice B, Figuras C3 y

<sup>9</sup>De todas formas, este testeo auxiliar no involucra a todas las características predeterminadas de la madre ex-ante en la concepción debido a la falta de disponibilidad de datos, en ese sentido los resultados de la prueba de asignación aleatoria posiblemente aún mantengan un ligero sesgo latente. Sin embargo, nos muestra una señal sobre la exogeneidad del sexo del primer hijo.

C4, se muestran los resultados de la prueba de asignación aleatoria en base a los datos de ENAHO 2005-2019 e IPUMS 1993-2007, respectivamente.

Según Ichino et al. (2011), la falta de exogeneidad del sexo primer hijo puede deberse al menos a dos canales: Primero, el sexo del primogénito podría estar correlacionado con las características socioeconómicas de los padres por razones biológicas y evolutivas; esta evidencia no es concluyente. En segundo lugar, deja de ser aleatorio si es que existe evidencia de aborto selectivo, por ejemplo al utilizar técnicas de ultrasonido para manipular los partos. En el caso de América latina no existe evidencia concluyente sobre aborto selectivo.

Tabla 1: Estadísticas T y F de la regresión del sexo del primer hijo y las características sociodemográficas de las madres.

	ARG	CHI	ECU	MEX	PAR	PER		URU
	Censos 1991-2001	Censos 1992-2002	Censos 2001-2010	Censo 2015	Censos 1992-2002	Censos 1993-2007	Enaho 2005-2019	Censos 2006-2011
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Edad	-0.0005 (0.411)	0.0016 (0.125)	0.0004 (0.730)	0.0003 (0.556)	-0.0001 (0.939)	0.0000 (0.999)	0.0013 (0.309)	-0.0003 (0.890)
Edad al cuadrado	0.0000 (0.339)	-0.00003* (0.068)	0.0000 (0.895)	0.0000 (0.938)	0.0000 (0.769)	0.0000 (0.855)	0.0000 (0.751)	0.0000 (0.920)
<i>Nivel educativo:</i>								
Primaria completa	-0.0012 (0.564)	0.0015 (0.631)	-0.0054* (0.077)	-0.0037** (0.041)	-0.0037 (0.378)	-0.0047** (0.037)	-0.0007 (0.841)	-0.0076 (0.313)
Secundaria completa	0.0028 (0.217)	0.0029 (0.379)	-0.0068** (0.039)	-0.0023 (-0.277)	-0.0057 (0.317)	-0.0018 (0.372)	-0.0047 (0.374)	-0.0102 (0.210)
Universitaria completa	0.0007 (0.819)	0.0001 (0.986)	-0.0050 (0.277)	-0.0026 (0.305)	0.0051 (0.602)	-0.0016 (0.622)	-0.0102** (0.014)	-0.0040 (0.716)
<i>Raza:</i>								
Blancos	No	No	0.0053 (0.191)	No	No	No	No	-0.0096 (0.337)
Negros	No	No	-0.0042 (0.646)	No	No	No	No	0.0001 (0.996)
Indígenas	No	No	-0.0033 (0.446)	-0.0017 (0.147)	No	-0.0004 (0.842)	-0.0040 (0.246)	-0.0277 (0.140)
<i>Religión:</i>								
Cristianos	No	-0.0069 (0.125)	No	No	-0.0088 (0.692)	-0.0023 (0.701)	No	No
Otras religiones	No	-0.0009 (0.901)	No	No	0.0221 (0.468)	-0.0039 (0.602)	No	No
Dummies por años	Si	Si	Si	No	Si	Si	No	Si
Observaciones	642,517	253,271	220,185	841,686	73,711	404,754	129,646	49,754
Estadístico F	1.615	1.626	1.277	5.821	1.250	1.001	2.129	0.756
P-valor	( 0.138)	( 0.112)	( 0.244)	( 0.000)	( 0.265)	( 0.436)	(0.002)	(0.657)

Nota: P valor del estadístico t de student y del estadístico F entre paréntesis. Los datos provienen de los censos de cada país considerado. Para el caso de México, se consideró como variable de proxy de la raza a una variable dicotómica que toma el valor de 1 si el individuo es indígena y de cero en caso contrario. En el caso de Perú, se consideró como variable proxy de la raza a una variable dicotómica que toma el valor de 1 para aquellos individuos que tienen lengua materna indígena y de cero en caso contrario. Nivel de significancia: \*\*\* p<0.01, \*p<0.05, \* p<0.10.

## 6. Resultados

### 6.1. Resultados a nivel de América Latina

#### 6.1.1. Oferta laboral y sexo del primer hijo

Los hechos que motivaron este trabajo de investigación están descritos en la Tabla 2. En el panel superior observamos la probabilidad de que las mujeres pertenezcan a la fuerza laboral (la variable dependiente es una dummy igual a uno si la persona declara pertenecer a la fuerza laboral y 0 de otro modo). En el panel inferior, observamos la probabilidad de que una mujer esté empleada (la variable dependiente es una dummy igual a uno si la persona declara estar empleada). Como se comentó anteriormente, nos enfocamos en todas las mujeres que tuvieron 18 a 55 años en el momento de la entrevista, quienes tuvieron su primer hijo entre los 18 a 45 años de edad, y que la edad de su primer hijo no supera los 17 años de edad.

Tabla 2: Efectos del sexo del primer hijo en los resultados laborales de la madre

	ARG	CHI	ECU	MEX	PAR	PER	URU
	Censos 1991-2001	Censos 1992-2002	Censos 2001-2010	Censo 2015	Censos 1992-2002	Censos 1993-2007	Censos 2006-2011
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Participación de la fuerza laboral							
Sexo primer hijo (1=niño)	-0.0051***	-0.0116***	-0.0072***	-0.0074***	-0.0089***	-0.0045***	-0.0124***
Err.est.	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.003)	(0.001)	(0.004)
Controles?	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Línea de base: primer niña	0.507	0.327	0.447	0.300	0.334	0.354	0.723
Efecto porcentual (%)	-0.997	-3.534	-1.606	-2.453	-2.694	-1.278	-1.715
$R^2$	0.075	0.134	0.100	0.119	0.174	0.085	0.068
Observaciones	641,448	253,271	218,151	839,343	73,160	404,754	49,750
Condición de ocupación: Empleo							
Sexo primer hijo (1=niño)	-0.0048***	-0.0103***	-0.0066***	-0.0072***	-0.0081***	-0.0048***	-0.0106***
Err.est.	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.003)	(0.001)	(0.004)
Controles?	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Línea de base: primer niña	0.414	0.300	0.428	0.298	0.318	0.341	0.650
Efecto porcentual (%)	-1.158	-3.430	-1.541	-2.403	-2.542	-1.421	-1.636
$R^2$	0.096	0.127	0.093	0.118	0.167	0.085	0.094
Observaciones	641,448	253,271	218,151	839,343	73,160	404,754	49,750

Nota: Los datos utilizados provienen de una muestra de los censos de cada país, recopilados por IPUMS. La muestra incluye a todas las madres primerizas que tuvieron su primer hijo entre 18 a 55 años, que tuvieron su primer hijo entre los 18 y 45 años de edad, y cuyo primer hijo no tiene más de 17 años. Cada coeficiente corresponde a una estimación separada. Todos los modelos incluyen los siguientes controles: edad, edad al cuadrado, edad del primer hijo, nivel de educación, raza y religión. Asimismo, se considera para todas las estimaciones efectos fijos por tiempo. 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 primogénitos a una familia de primogénitas en promedio. Errores estándar robustos entre paréntesis. Nivel de significancia: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ ,  $p < 0.10$ .

Para todas las estimaciones, utilizamos una muestra representativa de los Censos de cada país, en base a los datos de IPUMS. La primera columna del panel superior, muestra que en Argentina, si el primer hijo es una niña, la participación laboral de las madres es de 50.7 % en promedio, pero en el caso de un niño la participación disminuye en 0.99 %, además estos resultados son estadísticamente significativos. Todas las estimaciones fueron controladas por las covariables descritas en la Tabla 1. En la primera columna del panel inferior, se observa que el 41.4 % de las mujeres cuyo primer

hijo es una niña se encuentran trabajando, asimismo se observa que para las madres que tuvieron un primogénito niño una disminución de 1.16% de la probabilidad de estar empleado. Debido a que el sexo del primer hijo es aleatorio, aquellas mujeres que tuvieron un primer hijo niño son estadísticamente idénticas a quienes tuvieron un primer hijo niña, pero la probabilidad de estar empleado es menor para el primer grupo y estos resultados son estadísticamente significativos.

En las columnas (2) y (7) de la misma Tabla, mostramos los resultados para el caso de Chile y Uruguay, respectivamente, utilizando una muestra de los datos censales de cada país, con la misma selección de muestra y la misma especificación de regresión, los efectos estimados de un hijo primogénito son cuantitativamente mayores al de resto de países del estudio. Estos resultados son también estadísticamente significativos a pesar de los tamaños de muestra más pequeños. En el caso de Chile, la participación laboral de la madre disminuye en 3.5% y un 1.7% que en Uruguay, mientras que los efectos correspondientes en la probabilidad de trabajar disminuye en 3.4% en Chile y 1.6% en Uruguay, en todos los casos para el grupo de madres con primer hijo niño. Cabe resaltar que Chile es el país donde menos mujeres trabajan (32.7% si el primogénito es una niña), mientras que en el caso de Uruguay es el país donde la mayor cantidad de madres con hijo primogénito niña trabajan el cuál representa el 72.3%.

En las columnas (3) a (5), de la tabla, se observa además que estos efectos se muestran para Ecuador, México, Paraguay y Perú. Para lo cual nos centramos en las muestras de mujeres definidas de manera similar y utilizando la misma especificación de regresión. En el caso de Ecuador y México (columnas 3 y 4), las probabilidades son muy similares en tamaño, la fuerza de participación laboral en el caso de una niña es de 44.7% y 30%, respectivamente. Además la probabilidad de pertenecer a la fuerza laboral disminuyen en 1.6% para Ecuador y en 2.45% para México. Finalmente, se informan resultados similares en las columnas (5) y (6) para el caso de Paraguay y Perú.

### **6.1.2. Sexo del primer hijo, fertilidad y estado civil de la madre**

En esta sección se pone a prueba la hipótesis del efecto de deseo por hijo niño de [Dahl y Moretti \(2008\)](#) y del efecto del divorcio de [Bedard y Deschenes \(2005\)](#) y [Ananat y Michaels \(2008\)](#) en el empleo de las madres para América Latina. Como se comentó en el punto 2, si el primogénito es una niña, los padres continúan procreando hasta que llegue un hijo varón (*efecto de deseo por hijo varón* de [Dahl y Moretti, 2008](#)), es decir uno espera que si el primer hijo es una niña eso se refleje en una mayor fecundidad dentro de las parejas casadas, porque los padres continúan procreando hasta que llegue el primer hijo niño, por lo tanto el aumento de la fecundidad implica un caída en la probabilidad de trabajar de las madres. En segundo lugar, un niño primogénito varón aumenta la probabilidad de estabilidad conyugal (*efecto divorcio* de [Bedard y Deschenes, 2005](#), y [Ananat y Michaels, 2008](#)). Este mecanismo tiene un impacto en la oferta laboral de las madres que pasa por dos canales: (i) En primer lugar, la mayor estabilidad matrimonial genera menor necesidad de trabajar para las madres; (ii) en segundo lugar, la estabilidad conyugal después de un hijo primogénito genera una mayor fecundidad, y este aumento en la fecundidad reduce la oferta laboral de mano de obra de las madres.

Existe evidencia para países desarrollados como por ejemplo para el caso del Reino Unido, Italia, Suecia, EE.UU, que señala que aquellas madres cuyo primer hijo es un niño tienen una mayor fecundidad y tienden a trabajar menos ([Ichino et al., 2011](#)). En la Tabla 3, mostramos que a diferencia de los países desarrollados, esta hipótesis no se cumple de manera sistemática para todos los países de América Latina considerados en esta investigación. Por ejemplo, en el caso de Argentina

y México, se observa una caída en la fecundidad (en términos del total de números de hijos y de la probabilidad de tener más de un hijo) para aquellas madres cuyo primer hijo fue un niño, estos resultados se muestran en las columnas (1) y (4) del panel superior. Mientras que en el caso de Paraguay y Perú (columnas 5 y 6 del panel superior, respectivamente), se observa que las madres cuyo primer hijo es un niño tienen una mayor tendencia a tener más hijos y tienden a trabajar menos como lo vimos en el punto anterior. Estos resultados son estadísticamente significativos. Asimismo, se observa efectos positivos y significativos en la otra variable proxy de fecundidad (probabilidad de tener más de un hijo) para Ecuador, Uruguay y Paraguay. En el caso de Chile, los efectos en la fecundidad son positivos, sin embargo no son estadísticamente significativos.

Tabla 3: Efectos del sexo del primer hijo en la fecundidad

	ARG	CHI	ECU	MEX	PAR	PER	URU
	Censos 1991-2001 (1)	Censos 1992-2002 (2)	Censos 2001-2010 (3)	Censo 2015 (4)	Censos 1992-2002 (5)	Censos 1993-2007 (6)	Censos 2006-2011 (7)
<b>Total de número de hijos</b>							
Sexo primer hijo (1=niño)	-0.0151***	0.0018	0.0037	-0.0113****	0.0287***	0.0063*	0.0004
Err.est.	(0.003)	(0.003)	(0.005)	(0.002)	(0.011)	(0.004)	(0.009)
Controles?	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Línea de base: primer niña	2.288	1.930	2.118	2.101	2.686	2.277	1.854
Efecto porcentual (%)	-0.662 %	0.093 %	0.177 %	-0.536 %	1.069 %	0.277 %	0.022 %
$R^2$	0.155	0.133	0.189	0.177	0.220	0.247	0.101
Observaciones	642,467	253,271	220,150	841,369	73,671	404,572	49,752
<b>Probabilidad de tener más de un hijo</b>							
Sexo primer hijo (1=niño)	-0.0028***	0.0026	0.0052***	-0.0007	0.0057*	0.0008	0.0073*
Err.est.	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.003)	(0.001)	(0.004)
Controles?	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Línea de base: primer niña	0.695	0.624	0.643	0.672	0.728	0.670	0.552
Efecto porcentual (%)	-0.402 %	0.412 %	0.805 %	-0.111 %	0.782 %	0.115 %	1.318 %
$R^2$	0.133	0.135	0.142	0.158	0.153	0.167	0.096
Observaciones	642,467	253,271	220,150	841,369	73,671	404,572	49,752

Nota: Los datos utilizados provienen de una muestra de los censos de cada país, recopilados por IPUMS. La muestra incluye a todas las madres primerizas que tuvieron su primer hijo entre 18 a 55 años, que tuvieron su primer hijo entre los 18 y 45 años de edad, y cuyo primer hijo no tiene más de 17 años. Las variable dependiente es una dummy que es igual a 1 si las mujeres tienen al menos dos hijos y cero de otro modo. Todos los modelos incluyen los siguientes controles: edad, edad al cuadrado, edad del primer hijo, nivel de educación, raza y religión. Asimismo, se considera para todas las estimaciones efectos fijos por 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 primogénitos a una familia de primogénitas en promedio. Errores estándar robústos entre paréntesis. Nivel de significancia: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ ,  $p < 0.10$ .

En la Tabla 4, se muestran los efectos del sexo del primer hijo en la estabilidad marital, se reporta regresiones en las que la variable dependiente es igual a 1 si la mujer está casada al momento de la entrevista y 0 si nunca se casó, separó o divorció. Mientras que en el panel inferior, la variable dependiente adopta el valor de 1 si la mujer está divorciada y cero de otro modo. Para todos los países y conjuntos de datos, la probabilidad de estar casada aumenta cuando el primogénito es un niño. Todas las estimaciones son estadísticamente significativas con excepción del caso de Uruguay. Por ejemplo, este efecto oscila entre 0.25 % y 0.66 % para el caso de Perú y Chile, respectivamente. En contraste, se observa que para todos los países, que la probabilidad de divorcio disminuye cuando el primer hijo es un niño, este efecto oscila entre el rango de 0.19 % y 0.58 %. Además en la Tabla 4, podemos interpretar la línea de base y el efecto porcentual, por ejemplo en la columna (1) del

panel superior, se observa que para Argentina, la probabilidad de matrimonio es del 80.5 % si el primogénito es una niña y aumenta a 0.5 % en el caso de un niño. Del mismo modo podemos interpretar los resultados de los demás países. Cabe resaltar que los efectos porcentuales en la probabilidad de estar casado son mayores para el caso de Chile (0.75 %), Ecuador (0.56 %), Argentina (0.56 %) y México (0.49 %).

Tabla 4: Efectos del sexo del primer hijo en la estabilidad marital

	ARG	CHI	ECU	MEX	PAR	PER	URU
	Censos 1991-2001	Censos 1992-2002	Censos 2001-2010	Censo 2015	Censos 1992-2002	Censos 1993-2007	Censos 2006-2011
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Probabilidad de estar casada							
Sexo primer hijo (1=niño)	0.0045***	0.0066***	0.0049***	0.0044***	0.0039*	0.0025***	0.0044
Err.est.	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.003)
Controles?	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Línea de base: primer niña	0.805	0.875	0.859	0.898	0.903	0.898	0.857
Efecto porcentual (%)	0.560	0.751	0.566	0.485	0.429	0.273	0.511
$R^2$	0.126	0.020	0.019	0.016	0.011	0.010	0.012
Observaciones	642,467	253,271	220,150	841,369	73,671	404,572	49,752
Probabilidad de estar divorciada							
Sexo primer hijo (1=niño)	-0.0032***	-0.0039***	-0.0037***	-0.0038***	-0.0019*	-0.0022***	-0.0058**
Err.est.	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
Controles?	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Línea de base: primer niña	0.054	0.046	0.073	0.060	0.022	0.045	0.084
Efecto porcentual (%)	-5.973	-8.615	-5.059	-6.206	-8.960	-4.907	-6.890
$R^2$	0.013	0.014	0.013	0.008	0.009	0.007	0.023
Observaciones	642,467	253,271	220,150	841,369	73,671	404,572	49,752

Los datos utilizados provienen de una muestra de los censos de cada país, recopilados por IPUMS. La muestra incluye a todas las madres primerizas que tuvieron su primer hijo entre 18 a 55 años, que tuvieron su primer hijo entre los 18 y 45 años de edad, y cuyo primer hijo no tiene más de 17 años. Las variables dependientes son dummies, las cuales son iguales a 1 si las mujeres están casadas o divorciadas, y cero de otro modo. Todos los modelos incluyen los siguientes controles: edad, edad al cuadrado, edad del primer hijo, nivel de educación, raza y religión. Asimismo, se considera para todas las estimaciones efectos fijos por 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 primogénitos a una familia de primogénitas en promedio. Errores estándar robustos entre paréntesis. Nivel de significancia: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ ,  $p < 0.10$ .

En síntesis, se encontró en Ecuador, Paraguay, Perú y Uruguay efectos positivos del sexo del primer hijo en la fecundidad, consideramos que esta evidencia está asociada al mecanismo del *efecto divorcio*, es decir la mayor estabilidad matrimonial genera menor necesidad de trabajar para las madres porque ellas pueden esperar un apoyo económico de sus parejas, además la estabilidad conyugal después de un hijo primogénito genera una mayor fecundidad, y este aumento en la fecundidad reduce la oferta laboral de mano de obra de las madres.

## 6.2. Explorando resultados adicionales en Perú

En este punto se muestran estimaciones adicionales del efecto del sexo del primer hijo en otro conjunto de resultados laborales de la madre y en las variables de resultado de fecundidad y estabilidad matrimonial, a los efectos de explorar la robustez de los resultados hallados anteriormente. Para ello, se trabajó sobre un *pooled* de datos en base a la Encuesta Nacional de Hogares de Perú en el período 2005-2019. Luego se comparan estos resultados con los obtenidos en base a los datos

### 6.2.1. Efectos del sexo del primer en otros resultados laborales de la madre en Perú

En la Tabla 5, se observan los efectos del sexo del primer hijo niño en los resultados laborales de la madres en Perú en base a datos de ENAHO, periodo 2005-2019. Las variables de resultado consideradas son: empleo, horas trabajadas, empleo no remunerado, logaritmo del ingreso laboral, empleo informal, empleo de madres casadas, empleo de madres divorciadas. La variable de interés es el sexo del primer hijo la cual toma el valor de uno si es niño y cero de otro modo. Se puede observar efectos negativos del del sexo del primer hijo en la mayoría de resultados laborales, con excepción del empleo informal y el empleo no remunerado donde se observan efectos positivos lo cual es consistente con la literatura económica. Asimismo, todos los efectos encontrados son estadísticamente significativos.

En la columna (1), consideramos a la variable dependiente empleo de la madre (es una *dummy*, igual a uno si la madre se declara empleada y cero de otro modo). En promedio durante el periodo de estudio, el 71.9% de las madres cuyo primer hijo es una niña se encuentran trabajando. La probabilidad de estar empleado del grupo de madres con primer hijo niño es 0.8% menor y la diferencia es estadísticamente significativa. Tener un hijo niño también genera un impacto negativo en las horas trabajadas<sup>10</sup>, el logaritmo del ingreso total por hora, logaritmo del ingreso, las cuales disminuyen en un 1.6%, 0.4%, respectivamente. En contraste, el sexo del primer hijo genera un impacto positivo en el empleo no remunerado, aumentando en 2.7%. Asimismo, se observa un impacto positivo en el empleo informal<sup>11</sup> aumentando en 0.7%, en relación a este último efecto, se podría interpretar que las madres le dedican mayor tiempo al cuidado a su hijo varón, por lo tanto tendrían menores posibilidades de encontrar un empleo y si lo encuentra será en el sector informal.

Tabla 5: Efectos del sexo del primer hijo en los resultados laborales de la madre, en base a ENAHO 2005-2019

Variables dependientes	Empleo (1)	Horas trabajadas (2)	Ingreso lab. total (3)	Ingreso laboral (4)	Empleo informal (5)	Empleo no remun. (6)
Sexo del primer hijo (1=niño)	-0.00580***	-0.507***	-0.0571***	-0.0220***	0.00584***	0.00631***
Err.est.	(0.002)	(0.116)	(0.019)	(0.008)	(0.002)	(0.002)
Controles?	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Línea de base primer niña	0.719	28.943	3.499	6.091	0.788	0.237
Efecto porcentual (%)	-0.008	-0.017	-0.016	-0.004	0.007	0.027
R <sup>2</sup>	0.065	0.038	0.127	0.238	0.365	0.200
Observaciones	176,229	176,229	176,229	94,734	126,312	126,312

Nota: Errores estándar robústos entre paréntesis. Los datos provienen de ENAHO, periodo 2005-2019. La muestra incluye a todas las madres primerizas que tuvieron su primer hijo entre 18 a 55 años, que tuvieron su primer hijo entre los 17 y 45 años de edad, y cuyo primer hijo no tiene más de 17 años. En la columna (1) la variable dependiente es una variable categórica dicotómica igual a 1 si la madre se encuentra empleada y 0 de otro modo. En las columna (3) se muestra la variable dependiente horas trabajadas. En las columnas (3) y (4), se muestran las variables de ingreso laboral total y condicional a las que reportaron tener un ingreso, respectivamente. Finalmente, en las columnas (5) y (6) se muestran las variables dependientes dicotómicas de empleo informal y empleo no remunerado, en ambos casos condicional al estado de ocupado. Todos los modelos incluyen los siguientes controles: edad, edad al cuadrado, edad del primer hijo, nivel de educación y raza. Asimismo, se considera para todas las estimaciones efectos fijos por región y años. Nivel de significancia: \*\*\* p<0.01, \*p<0.05, \* p<0.10.

<sup>10</sup>Cabe resaltar que los trabajadores no empleados son incluidos con cero horas para evitar posible sesgo determinado por el hecho de que las mujeres se auto-seleccionan para el empleo.

<sup>11</sup>Esta variable se construyó para aquellas madres que no cuentan con contrato laboral, ni cobertura de pensiones y que no cuentan con seguro de salud.

En la Tabla 6, se observan los efectos del sexo del primer hijo en los resultados laborales de la madre con datos de IPUMS del censo de población y vivienda 1993-2007. En las columnas (1) y (2), se observan los efectos estimados del sexo del primer hijo sobre el empleo de la madre mediante MCO y el modelo Probit, los resultados son muy similares, en particular la probabilidad de estar empleado disminuye aproximadamente en 1.4 % y 1.5 %, respectivamente. Asimismo, en las columnas (5) y (6), se observa que tener un primogénito niño disminuye la probabilidad de pertenecer a la fuerza laboral en 1.3 %. Por otro lado, en las columnas 3 y 4, se observa que el sexo del primer hijo genera un impacto positivo en la probabilidad de estar inactivo en 4.6 %.

Tabla 6: Efectos del sexo del primer hijo en los resultados laborales de la madre, en base a IPUMS 1993 y 2007

Variables dependientes	Ocupado MCO (1)	Ocupado Probit (2)	Inactivo OLS (3)	Inactivo Probit (4)	LFP MCO (5)	LFP Probit (6)
Sexo primer hijo (1=niño)	-0.00485***	-0.00508***	0.00452***	0.00474***	-0.00452***	-0.00474***
Err.est.	(0.0014)	(0.0015)	(0.0014)	(0.0015)	(0.0014)	(0.0015)
Controles?	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Línea de base primer niña	0.341	0.341	0.646	0.646	0.354	0.354
Efecto porcentual (%)	-1.421 %	-1.489 %	0.700 %	0.734 %	-1.278 %	-1.340 %
$R^2$	0.0852	0.0662	0.0854	0.0662	0.0854	0.0662
Observaciones	404,754	404,754	404,754	404,754	404,754	404,754

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. Los datos provienen de IPUMS, periodo 1993-2007. La muestra incluye a todas las madres primerizas que tuvieron su primer hijo entre 18 a 55 años, que tuvieron su primer hijo entre los 18 y 45 años de edad, y cuyo primer hijo no tiene más de 17 años. Las variables dependientes son dicotómicas. En las columnas (1) y (2), a variable dependiente toma el valor de 1 si la madre se encuentra ocupada y 0 de otro modo. En las columnas (3) y (4), la variable dependiente toma el valor de 1 si la madre se encuentra inactiva y 0 de otro modo. En las columnas (5) y (6), la variable dependiente adopta el valor de 1 si la madre pertenece a la fuerza laboral y 0 de otro modo. Todos los modelos incluyen los siguientes controles: edad, edad al cuadrado, edad del primer hijo, nivel de educación y raza. Asimismo, se considera para todas las estimaciones efectos fijos por años. Nivel de significancia: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$ .

Adicionalmente en el Apéndice E (Tabla F17 y Tabla F18) se muestran los resultados de las estimaciones para las variables laborales de la madre, utilizando otros estimadores adicionales, en base a los datos de ENAHO 2005-2019 e IPUMS 1993 y 2007. Cabe resaltar, que las estimaciones son muy similares en signo y magnitud a las obtenidas por MCO.

### 6.2.2. Efectos del sexo del primer hijo en la estabilidad marital y fecundidad en Perú

Las Tablas 7 y 8, muestran los resultados del sexo del primogénito sobre la estabilidad marital y fecundidad a partir de los datos de ENAHO 2005-2019 y de IPUMS 1993-2007, respectivamente. 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 raza. En la Tabla 7, observamos que efectivamente el sexo del primer hijo niño genera un aumento en la estabilidad marital. En particular, en las columnas (1) y (2), se observa que la probabilidad de estar casado aumenta en 0.4 % y 0.5 % mediante la estimación por MCO y Probit, respectivamente. Mientras que la probabilidad de estar divorciada (columnas 3 y 4) disminuye en 2.4 % y 2.5 % respectivamente. Asimismo, se observa que el sexo del primer hijo niño genera un aumento de la fecundidad, es decir que en promedio aumenta el número de hijos en 0.66 %. Además, la probabilidad de tener más de un hijo aumenta en 0.87 % por MCO y en 1.1 % según el modelo probit. Cabe resaltar que todas las estimaciones son estadísticamente significativas.

Tabla 7: Efectos del sexo del primer hijo en la estabilidad marital y fecundidad en base a ENAHO 2005-2019

	Estabilidad marital				Fecundidad		
	Casada	Casada	Divorciada	Divorciada	# de Hijos	$\geq 2$	$\geq 2$
	MCO	Probit	MCO	Probit	MCO	MCO	Probit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Sexo del primer hijo (1=niño)	0.0034*	0.0037*	-0.0038**	-0.0039**	0.0134***	0.0052**	0.0064***
Err.est.	(0.0020)	(0.0020)	(0.0017)	(0.0017)	(0.0048)	(0.0021)	(0.0025)
Controles?	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Línea de base primer niña	0.7729	0.7729	0.1596	0.1596	2.0259	0.5969	0.5967
Efecto porcentual (%)	0.444 %	0.475 %	-2.425 %	-2.450 %	0.661 %	0.877 %	1.075 %
$R^2$	0.0285	0.0270	0.0156	0.0182	0.245	0.192	0.1527
Observaciones	176,336	176,336	176,336	176,336	176,336	176,336	176,336

Nota: Errores estándar robústos entre paréntesis. Los datos provienen de ENAHO 2005-2019. La muestra incluye a todas las madres primerizas que tuvieron su primer hijo entre 17 a 55 años, que tuvieron su primer hijo entre los 17 y 45 años de edad, y cuyo primer hijo no tiene más de 17 años. En las columnas (1) y (2), la variable dependiente es dicotómica, toma el valor de 1 si las madres están casadas y 0 de otro modo. En las columnas (3) y (4), la variable dependiente es dicotómica, toma el valor de 1 si las madres están divorciadas y 0 de otro modo. En la columna (5), la variable dependiente está representada por el número de hijos totales vivos en el momento de la encuesta. En las columnas (6) y (7), la variable dependientes es dicotómica, toma el valor de 1 para aquellas madres que tienen más o al menos dos hijos y 0 de otro modo. Todos los modelos incluyen los siguientes controles: edad, edad al cuadrado, edad del primer hijo, nivel de educación y raza. Asimismo, se considera para todas las estimaciones efectos fijos por región y años. Nivel de significancia: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ ,  $p < 0.10$ .

Estos resultados son consistentes con lo encontrado en los censos de 1993 y 2007 de Perú, tal como se muestra en la Tabla 8<sup>12</sup>. Se puede observar que para los dos conjuntos de datos, el número de hijos aumenta ante la llegada del primer hijo niño.

Es más probable que los resultados obtenidos sean más sólidos para la Encuesta de Hogares de Perú debido a su diseño muestral, a diferencia de los datos de los censos utilizados ya que el objetivo de los censos es contabilizar a toda la población que vivió en Perú en el año 1993 y 2007. En consecuencia, en base a los datos de la Encuesta de ENAHO encontramos que existe una mayor probabilidad de estabilidad marital para este conjunto de datos, además de un mayor impacto en la fecundidad a través del efecto en el número total de hijos.

En función de estos resultados, los canales del *efecto del deseo por hijo varón* y *efecto divorcio* se refuerzan. En primer lugar, si el primer hijo es un niño, debería disminuir la fecundidad por el *stopping rule*, sin embargo se encontró para Perú que la probabilidad de tener más hijos aumenta, por lo que ello implica una caída en la participación laboral de las madres. En segundo lugar, el sexo del primer hijo implica mayor estabilidad conyugal lo cual se refleja en un aumento en la probabilidad de estar casadas y en una caída de la probabilidad de divorciarse. Eso se traduce en una caída en el empleo de la madre. En consecuencia por ambos efectos, se llega al resultado de menor participación laboral de la madre con hijos primogénitos, luego este resultado se traduce en una caída en el ingreso promedio de estas madres.

<sup>12</sup>Estos resultados son consistentes con los encontrados por Ichino et al. (2011) y Dahl y Moretti (2008). En los países desarrollados, las madres cuyo primer hijo es un niño tienen una mayor fecundidad y tienden a trabajar menos. Esto sucede a través del canal de mayor estabilidad matrimonial inducida por un niño primogénito

Tabla 8: Efectos del sexo del primer hijo en la estabilidad marital y fecundidad, en base a IPUMS 1993 y 2007

	Estabilidad marital				Fecundidad		
	Casada	Casada	Divorciada	Divorciada	# de Hijos	$\geq 2$	$\geq 2$
	MCO	Probit	MCO	Probit	MCO	MCO	Probit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Sexo del primer hijo (1=niño)	0.00246***	0.00247***	-0.00221***	-0.00214***	0.00631*	0.000769	0.000962
Err.est.	(0.00094)	(0.00093)	(0.00064)	(0.0006)	(0.0036)	(0.0014)	(0.0015)
Controles?	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Línea de base primer niña	0.8982	0.8982	0.0450	0.0450	2.2773	0.6703	0.6696
Efecto porcentual	0.273 %	0.275 %	-4.907 %	-4.756 %	0.277 %	0.115 %	0.144 %
$R^2$	0.0101	0.0143	0.0066	0.0188	0.247	0.167	0.1347
Observaciones	404,572	404,572	404,572	404,572	404,754	404,754	404,754

Nota: Errores estándar robústos entre paréntesis. Los datos provienen de ENAHO 2005-2019. La muestra incluye a todas las madres primerizas que tuvieron su primer hijo entre 18 a 55 años, que tuvieron su primer hijo entre los 18 y 45 años de edad, y cuyo primer hijo no tiene más de 17 años. En las columnas (1) y (2), la variable dependiente es dicotómica, toma el valor de 1 si las madres están casadas y 0 de otro modo. En las columnas (3) y (4), la variable dependiente es dicotómica, toma el valor de 1 si las madres están divorciadas y 0 de otro modo. En la columna (5), la variable dependiente está representada por el número de hijos totales vivos en el momento de la encuesta. En las columnas (6) y (7), la variable dependientes es dicotómica, toma el valor de 1 para aquellas madres que tienen más o al menos dos hijos y 0 de otro modo. Todos los modelos incluyen los siguientes controles: edad, edad al cuadrado, edad del primer hijo, nivel de educación y raza. Asimismo, se considera para todas las estimaciones efectos fijos por región y años. Nivel de significancia: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$ .

### 6.2.3. Efectos heterogéneos del sexo del primer hijo en la distribución de ingresos laborales de la madre

En este punto, se exploran los efectos del sexo del primer hijo en la distribución de ingresos laborales de la madre. Además de los efectos en la media de ingresos laborales es importante estudiar los efectos heterogéneos en toda la distribución de ingresos laborales, con el objetivo de entender si es que existen efectos heterogéneos en función del sexo del primer hijo. En primer lugar, se muestran algunos resultados estadísticos en cuanto a la brecha bruta de ingresos laborales por sexo del primer hijo. En segundo lugar, se muestran los resultados de las estimaciones econométricas por MCO y por cuantiles no condicionales y condicionales.

#### 6.2.3.1. Determinantes del ingreso laboral de las madres por sexo del primogénito

En la Tabla E15 del apéndice D, se muestran las estadísticas descriptivas de la distribución de los posibles determinantes del ingreso laboral de la madre para la muestra de estudio antes comentada, en base al sexo del primer hijo. En las columnas se observan las brechas por sexo del primogénito bruta para cada subgrupo y la brecha salarial sin ajustar por sexo del primer hijo. De acuerdo a la información de la encuesta de hogares (ENAHO 2004-2019), las categorías construidas son las siguientes: grupo etario, nivel educativo, horas semanales trabajadas, antigüedad laboral, estado marital y región de residencia de la madre. Cabe resaltar que la brecha es negativa para la mayoría de variables bajo estudio, eso sería una señal sobre las preferencias de sexo por parte de los padres. Una señal de ello, tiene que ver con que aquellas madres con primer hija niña dedican menor cantidad de tiempo al cuidado de los hijos y por lo tanto tienen mayor tiempo para trabajar y de esta manera logran tener un ingreso más alto lo cual constituye evidencia preliminar sobre el efecto negativo del primer hijo varón sobre los salarios de la madre.

En cuanto a los grupos etarios, la brecha es superior y negativa para para aquellas madres

trabajadoras más longevas (de edades entre 55 a 64 años) y para el grupo más joven de (menores de 24 años). Respecto al nivel educativo, se observa una mayor proporción de madres con primer hijo niña con nivel educativo superior (completa e incompleto) en relación al grupo de madres con primer hijo niño. Además se aprecia que la brecha de salarios promedio es negativa para aquellas madres con nivel educativo superior completo, y una brecha positiva para las que cuentan con posgrado. En cuanto a las horas semanales de trabajo, las diferencias salariales con mayor variación corresponde a aquellas madres que trabajan menos de 35 horas por semana y aquellas que trabajan entre 41 a 45 horas a la semana. Con respecto a la antigüedad laboral, la brecha salarial con mayor magnitud corresponde a aquellas madres con antigüedad laboral de entre 21 a 30 años y aquellos que tienen una antigüedad laboral de 6 a 10 años. Respecto a las diferencias por estado marital son muy pequeñas, se observa una brecha salarial ligeramente mayor para las madres casadas. En cuanto a las regiones naturales, las diferencia bruta es muy pequeña, sin embargo se observa una mayor brecha salarial negativa en la Costa Sur y Lima Metropolitana. Por otro lado, se aprecia una brecha salarial positiva en la selva y la sierra centro.

La Tabla E16, muestra las estadísticas descriptivas de las características de la firma donde trabajan las madres. Se identificaron las siguientes categorías: tipo de gestión (público o privado), formalidad, categoría ocupacional (empleador, independiente, empleado, obrero, trabajador no remunerado, trabajador del hogar), tamaño de la empresa y el sector de actividad. La brecha por sexo del primogénito es mayor para las madres que trabajan en el sector estatal, que son parte del sector informal, que presentan la categoría ocupacional de empleador y de empleado; que trabajan en empresas pequeñas y medianas (de tamaño de 21 a 50 trabajadores). En cuanto al sector de actividad, se observan diferencias ligeramente pequeñas en la brecha bruta, además se resalta que para la mayoría de actividades la brecha salarial sin ajustar sigue manteniendo el signo negativo a favor de las madres con primer hijo niña. Además, la brecha salarial es mayor en los sectores de org. extraterritoriales, minería, salud y construcción. Mientras que se observa una brecha positiva alta en los sectores de energía, pesca y manufacturas.

En el Apéndice D, Figura E5, se muestra las estimaciones no paramétricas de la funciones de densidad de Kernel del logaritmo del ingreso laboral de la madre, tanto para la totalidad de trabajadoras como diferenciándolas por el sexo de su primer hijo. Se puede notar que las diferencias son pequeñas y conforme nos movamos hacia los grupos de mayor edad estas diferencias se hace más grandes. Utilizando las funciones de densidad se describen las diferencias en el ingreso en distintos cuantiles de la distribución. Se observa una ligera mayor dispersión salarial para las mujeres con primer hijo niña, así como una ligera mayor densidad en la cola izquierda de la distribución. Asimismo se muestra que la mayor parte de la distribución perciben salarios inferiores al mínimo vital.

### **6.2.3.2. Efectos del sexo del primer hijo en los cuantiles de la distribución de ingresos laborales de la madre**

En esta sección, se muestra la estimación de la brecha de ingresos laborales de la madre a partir del sexo del primer hijo, en la media y en diferentes puntos de la distribución. Para la identificación, se consideró la variación exógena del sexo del primer hijo tal como si fuera un experimento natural, ya que el sexo del primer hijo se determina de manera aleatoria. Esto permite comparar la distribución de ingresos entre las madres que tuvieron como primer hijo a un niño (grupo de tratamiento) y las madres que tuvieron como primer hijo a una niña (grupo de control). En el Apéndice C, se

muestra un resumen del procedimiento de estimación, utilizando la estrategia empírica de cuantiles no condicionales (Firpo et al., 2009) y de cuantiles condicionales (Koenker y Bassett, 1978; Koenker, 2005).

Las Tablas 9 y 10, muestran las estimaciones mediante los procedimientos de regresión por cuantiles no condicionales y de regresión por cuantiles condicionales, respectivamente, del efecto del primer hijo en la distribución de ingresos laborales de la madre. En particular, se muestran los coeficientes del efecto del primer hijo niño, por ejemplo para los cuantiles  $\tau=0.05$ ,  $\tau=0.1$ ,  $\tau=0.20$ ,  $\tau=0.25$ ,  $\tau=0.35$ ,  $\tau=0.5$ ,  $\tau=0.65$ ,  $\tau=0.75$ ,  $\tau=0.80$ ,  $\tau=0.90$ ,  $\tau=0.95$  (columnas 1-10) sobre el logaritmo del ingreso mensual de la madre. Los efectos parciales se estimaron mediante la especificación de la ecuación 3. Se incluyen los siguientes controles: edad, edad al cuadrado, nivel de educación y raza. En términos generales, se encontró que el impacto del sexo del primer hijo niño sobre el ingreso laboral de la madre es negativo a lo largo de toda la distribución. Sin embargo, estos efectos solo son estadísticamente significativos en los cuantiles inferiores de la distribución.

En particular, la Tabla 9, muestra los resultados mediante la estimación por cuantiles no condicionales, se observa que las madres de los primeros cuantiles de la distribución experimentaron relativamente fuertes disminuciones salariales reales inducidos por sexo del primer hijo, por ejemplo en los cuantiles  $\tau=0.5$ ,  $\tau=0.2$ ,  $\tau=0.25$  y  $\tau=0.35$ , los efectos son de -6.9%, -5.3%, -4.7% y 3.3% respectivamente. Luego los efectos van decreciendo conforme nos movemos a los cuantiles más altos de la distribución. Los efectos marginales son estadísticamente significativos hasta el cuantil  $\tau=0.35$  de la distribución. Sin embargo, no encontramos resultados estadísticamente significativos para los cuantiles superiores de la distribución. Es decir, no se encontraron efectos del sexo del primer hijo el grupo de madres de nivel de ingresos altos. Además, utilizando el procedimiento de las regresiones RIF, se estimó dos medidas de desigualdad de ingresos laborales, utilizando para ello el índice de Gini y la Varianza. Se encontró que tener un primer hijo niño, genera un impacto positivo en la desigualdad salarial, en particular aumenta el índice de Gini en 0.3% y la varianza en 8.7%.

La Tabla 10, muestra los resultados a partir de la estimación de cuantiles condicionales. Los resultados son similares a los encontrados en la Tabla 9, es decir se observan mayores efectos para el grupo de madres con menores ingresos laborales, por ejemplo en los cuantiles  $\tau=0.5$ ,  $\tau=0.1$ ,  $\tau=0.20$ ,  $\tau=0.25$ ,  $\tau=0.35$  los efectos son de -7.5%, -3.6%, 5.2%, -4.6% y 3.3% respectivamente. Cabe resaltar que los resultados no son estadísticamente significativos para los cuantiles superiores de la distribución.

En síntesis, el hallazgo indica que la desigualdad dentro del grupo ha aumentado en el rango más bajo, es decir, para las trabajadoras con características similares, aquellas que se encuentran en la parte más baja de la distribución ahora ganan menos. Por el contrario, para las madres de ingresos más altos, la desigualdad dentro del grupo no ha cambiado, lo que significa que las trabajadoras con características similares todavía perciben ingresos relativos similares. Se confirma la hipótesis de que el efecto del primer hijo ha reducido los ingresos laborales de la madre, y este efecto es más grande y estadísticamente significativo para las madres de ingresos bajos. la comparación demuestra que la regresión cuantílica condicional no tiene en cuenta los cambios salariales observados, mientras que las estimaciones no condicionales sí. Por ambas estimaciones se reflejan exactamente la compresión de los ingresos laborales en la parte superior de la distribución del ingreso laboral.

Al comparar los resultados del coeficiente del sexo del primer hijo en las dos Tablas, se puede observar que los resultados son muy sensibles según a cada especificación. Además se aprecia que la brecha por sexo del primer hijo sin ajustar es mayor con respecto a las especificaciones donde se

incluyen los controles.

Finalmente, se puede observar que en los cuantiles inferiores las madres presentan una mayor disminución en sus ingresos laborales independientemente de la especificación que se este adoptando. En ese sentido, este resultado es consistente con lo encontrado en los puntos anteriores. Es decir, como consecuencia del impacto del sexo del primer hijo niño las madres tienen una menor probabilidad de trabajar, trabajan menos horas y se ocupan en sectores peores remunerados, con ocupaciones jerárquicamente inferiores (de baja productividad), y en algunos casos dentro del sector informal. Lo cual se refleja en un impacto negativo en sus ingresos, en la media y en los cuantiles inferiores de la distribución de ingresos laborales. Sin embargo, conforme vamos moviéndonos hacia los cuantiles medios y altos esta brecha va disminuyendo, reflejando en una menor variabilidad del coeficiente asociado al sexo del promogénito.

Tabla 9: Efectos del sexo del primer hijo en los cuantiles no condicionales del Ingreso Laboral de la Madre

	Media	Cuantiles de la distribución									Desigualdad	
	MCO (1)	$\tau=0.5$ (2)	$\tau=0.20$ (3)	$\tau=0.25$ (4)	$\tau=0.35$ (5)	$\tau=0.50$ (6)	$\tau=0.65$ (7)	$\tau=0.75$ (8)	$\tau=0.80$ (9)	$\tau=0.95$ (10)	Gini (11)	Variance (12)
Sexo del primer hijo	-0.026***	-0.069**	-0.053***	-0.047***	-0.033**	-0.013	-0.013	-0.008	-0.002	-0.000	0.003***	0.087***
Err.est.	(0.010)	(0.029)	(0.015)	(0.014)	(0.016)	(0.012)	(0.010)	(0.008)	(0.009)	(0.010)	(0.001)	(0.022)
Controles?	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No
Observaciones	94,745	94,745	94,745	94,745	94,745	94,745	94,745	94,745	94,745	94,745	94,745	94,745
Sexo del primer hijo	-0.022***	-0.064**	-0.047***	-0.041***	-0.027**	-0.008	-0.010	-0.007	-0.001	-0.000	0.003***	0.082***
Err.est.	(0.008)	(0.027)	(0.016)	(0.012)	(0.012)	(0.011)	(0.008)	(0.007)	(0.009)	(0.012)	(0.001)	(0.021)
Controles?	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Observaciones	94,734	94,734	94,734	94,734	94,734	94,734	94,734	94,734	94,734	94,734	94,734	94,734

Nota: Los errores estándar se calcularon mediante bootstrapping con 100 repeticiones. Nivel de significancia \*\*\*  $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$ . Todos los modelos incluyen los siguientes controles: edad, edad al cuadrado, edad del primer hijo, nivel de educación, raza y efectos fijos por región y años.

Tabla 10: Efectos del sexo del primer hijo en los cuantiles condicionales del Ingreso Laboral de la Madre

	Media	Cuantiles de la distribución										
	MCO (1)	$\tau=0.05$ (2)	$\tau=0.1$ (3)	$\tau=0.2$ (4)	$\tau=0.25$ (5)	$\tau=0.35$ (6)	$\tau=0.50$ (7)	$\tau=0.65$ (8)	$\tau=0.75$ (9)	$\tau=0.80$ (10)	$\tau=0.90$ (11)	$\tau=0.95$ (12)
Sexo del primer hijo	-0.0288**	-0.075**	-0.036***	-0.052***	-0.046***	-0.033**	-0.013	-0.013	-0.008	-0.002	-0.005	-0.0004
Err.est.	(0.0117)	(0.0356)	(0.0127)	(0.014)	(0.0142)	(0.0148)	(0.00987)	(0.00949)	(0.00777)	(0.0108)	(0.00755)	(0.0134)
Controles?	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No
Observaciones	94,745	94,745	94,745	94,745	94,745	94,745	94,745	94,745	94,745	94,745	94,745	94,745
Sexo del primer hijo	-0.027***	-0.069**	-0.039*	-0.030**	-0.025**	-0.010	-0.013*	-0.007	-0.003	-0.010	-0.002	-0.002
Err.est.	-0.0103	-0.0298	-0.0213	-0.0142	-0.0114	-0.0111	-0.00771	-0.00605	-0.0061	-0.00743	-0.00926	-0.0117
Controles?	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Observaciones	94,734	94,734	94,734	94,734	94,734	94,734	94,734	94,734	94,734	94,734	94,734	94,734

Nota: Los errores estándar se calcularon mediante bootstrapping con 100 repeticiones. Nivel de significancia \*\*\*  $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$ . Todos los modelos incluyen los siguientes controles: edad, edad al cuadrado, edad del primer hijo, nivel de educación, raza y efectos fijos por región y años.

## 7. Conclusiones

En este trabajo se propuso estudiar el efecto del sexo del primer hijo en los resultados laborales de la madre en base a datos de censos poblacionales y encuestas de hogares. Se ha demostrado que en Argentina, Chile, Ecuador, México, Paraguay, Perú y Uruguay, las madres cuyo primer hijo es un niño tienen menor probabilidad de trabajar que las mujeres con hijas primogénitas. Las estimaciones son estadísticamente significativas. Para entender los mecanismos que explican estos efectos, se puso a prueba las hipótesis sobre los canales del *efecto del deseo por hijo varón* y *efecto divorcio*.

La evidencia empírica para países desarrollados, tales como el Reino Unido, Italia, Suecia, EE.UU, señala que aquellas madres cuyo primer hijo es un niño tienen una mayor fecundidad y tienden a trabajar menos (Ichino et al., 2011). En este trabajo de investigación se mostró que a diferencia de los países desarrollados, esta hipótesis no se cumple de manera sistemática para todos los países de América Latina estudiados en esta investigación. Por ejemplo, en el caso de Argentina y México, se observa una caída en la fecundidad (en términos del total de números de hijos y de la probabilidad de tener más de un hijo) para aquellas madres cuyo primer hijo fue un niño con respecto a aquellas que tuvieron una niña. Sin embargo, para el caso de Ecuador, Paraguay, Perú y Uruguay, se observa que las madres cuyo primer hijo es un niño tienen una mayor tendencia a tener más hijos y consecuentemente tienden a trabajar menos. Estos resultados son estadísticamente significativos. Mientras que en el caso de Chile, los efectos en la fecundidad son positivos, sin embargo no son estadísticamente significativos. Además se observa en todos los países considerados, que el sexo del primer hijo aumenta la probabilidad de estar casado y disminuye la probabilidad del divorcio, en ese sentido eso se traduce en mayor estabilidad conyugal.

En conclusión, se encontró en Ecuador, Paraguay, Perú y Uruguay efectos positivos del sexo del primer hijo en la fecundidad, consideramos que esta evidencia está asociada al mecanismo del *efecto divorcio*, es decir la mayor estabilidad matrimonial genera menor necesidad de trabajar para las madres porque ellas pueden esperar un apoyo económico de sus parejas, además la estabilidad conyugal después de un hijo primogénito genera una mayor fecundidad, y este aumento en la fecundidad reduce la oferta laboral de mano de obra de las madres.

Adicionalmente, se validó los resultados del efecto del sexo del primer hijo en otros resultados laborales de la madre para el caso de Perú, aprovechando los datos de la encuesta de hogares. Asimismo, el canal *efecto divorcio* se valida para el caso peruano. La probabilidad de tener más hijos aumenta, por lo que ello implica una caída en la participación laboral de las madres. En segundo lugar, el sexo del primer hijo implica mayor estabilidad conyugal y eso se refleja en un aumento en la probabilidad de estar casadas y una caída de la probabilidad de divorciarse. Lo cual se traduce en una caída en el empleo de la madre. En particular, se mostró de manera robusta que los resultados son consistentes con lo encontrado en base a los censos de 1993 y 2007 de Perú respecto a los efectos en la probabilidad de estar empleado. Se concluye que aquellas madres cuyo primer hijo es un niño, tienen una menor probabilidad de trabajar con respecto a las madres con primer hijo niña, y si trabajan lo hacen por menos horas, además en promedio para este mismo grupo de madres aumenta la probabilidad de tener un empleo informal, y también aumenta la probabilidad de tener un empleo no remunerado, y eso se traduce en una caída de su productividad lo cual se refleja en menores ingresos laborales.

Finalmente, para estudiar los efectos heterógenos del sexo del primero hijo en la distribución de los ingresos laborales de la madre, se aplicó regresiones de cuantiles no condicionales recientemente

desarrolladas sugeridas por [Firpo et al. \(2009\)](#), y cuantiles condicionales sugeridos por [Koenker \(2005\)](#) y [Koenker y Bassett \(1978\)](#). Los resultados revelan regulares heterogeneidades a lo largo de la distribución, en tal sentido hay una variación importante con respecto a los cuantiles de la cola inferior de la distribución. Es decir el sexo del primer hijo presenta una mayor caída de los ingresos de las madres con menores ingresos laborales. Luego este efecto va cayendo conforme nos movemos hacia los cuantiles superiores de la distribución de ingresos laborales, donde los efectos no son estadísticamente significativos.

## Referencias

- Almond, D. and Currie, J. (2011). Human capital development before age five. volume 4B, chapter 15, pages 1315–1486. Elsevier, 1 edition.
- Ananat, E. O. and Michaels, G. (2008). The effect of marital breakup on the income distribution of women with children. *Journal of Human Resources*, 43(3):611–629.
- Arnold, Fred, Minja Kim Choe, and T. K. Roy. (1998). Son Preference, the Family-building Process and Child Mortality in India. *Population Studies*, 52(3): 301-15.
- Azimi, Ebrahim (2015). The effect of children on female labor force participation in urban Iran. *IZA Journal of Labor*, 4,5.
- Barcellos, S., Carvalho, L., and 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.
- Becker Gary S. (1973). A Theory of Marriage: Part I *The Journal of Political Economy*, 81:813–846.
- Becker Gary S. (1974). A Theory of Marriage: Part II *The Journal of Political Economy*, 82:S11–S22.
- Bedard, K. and Deschenes, O. (2005). Sex preferences, marital dissolution, and the economic status of women. *Journal of Human Resources*, 40(2).
- Bharadwaj, P. R., Dahl, G. B., and Sheth, K. (2013). 1 gender discrimination in the family. In *In The Economics of the Family: How the Household Affects Markets and Economic Growth*, volume 237.
- Blinder, A. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates *Journal of Human Resources*, 8:436-455.
- Bracher, M., Santow, G., Morgan, S. P., and Trussell, J. (1993). Marriage dissolution in australia: Models and explanations. *Population Studies*, 47(3):403–425.
- Carneiro, P. and Ginja, R. (2014). Long-term impacts of compensatory preschool on health and behavior: Evidence from head start. *Working Papers, Human Capital and Economic Opportunity*, Working Group.2014-010
- Choi, E. J. and Hwang, J. (2015). Child gender and parental inputs: No more son preference in korea? *American Economic Review*, 105(5):638–43.

- Cowan, C. P. and Cowan, P. A. (1992). When partners become parents: The big life change for couples. *New York, NY, US: Basic Books*.
- Dahl, G. B. and Moretti, E. (2008). The Demand for Sons: Evidence from Divorce, Fertility, and Shotgun Marriage. NBER Working Papers 10281, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Deaton, A. (2003). Health, inequality, and economic development. *Journal of Economic Literature*, 41(1):113–158.
- Devine, D. and Forehand, R. L. (1996). Cascading toward divorce: the roles of marital and child factors. *Journal of consulting and clinical psychology*, 64 2:424–7.
- DiNardo, John and Fortin, Nicole and Lemieux, Thomas (1996). Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, 64(5):1001–1044.
- Duflo, E. (2005). Gender equality and development. Massachusetts Institute of Technology *BREAD Policy Paper No. 011*
- Figlio, D., Hamersma, S., and Roth, J. (2009). Does prenatal wic participation improve birth outcomes? new evidence from florida. *Journal of Public Economics*, 93(1-2):235–245.
- Firpo, S., Fortin, N. M., and Lemieux (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3):953–973.
- Firpo, S., N. Fortin and T. Lemieux (2018). Decomposing Wage Distributions Using Recentered Influence Function Regressions. *Econometrics, MDPI, Open Access Journal*, 6(2):1–40.
- Gasparini, Leonardo and Marchionni, Mariana (2015). Bridging Gender Gaps? The Rise and Deceleration of Female Labor Force Participation in Latin America: An overview *Econometrics, MDPI, Open Access Journal*, 0185, CEDLAS, Universidad Nacional de La Plata.
- Ichino, A., Lindström, E. A., and Viviano, E. (2011). Hidden consequences of a first-born boy for mothers. *CEDLAS, Working Papers*, 123.
- Jayachandran, S. and 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.
- Karbownik, K. and Myck, M. (2017). Who gets to look nice and who gets to play? effects of child gender on household expenditures. *Review of Economics of the Household*, 15(3):925–944.
- Koenker, Roger and Bassett, Gilbert (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*, 46(1):33–55.
- Koenker, Roger (2005). Quantile regression. *Cambridge University Press*, Number 38.
- Levine, P. B. and Schanzenbach, D. W. (2009). The impact of children’s public health insurance expansions on educational outcomes. Working Paper 14671, National Bureau of Economic Research.
- Shelly Lundberg and Elaina Rose. (2002). The Effects of Sons and Daughters on Men’s Labor Supply and Wages *The Review of Economics and Statistics*, 84(2):251–268.

- Lundberg, S. (2005). Sons, daughters, and parental behaviour. *Oxford Review of Economic Policy*, 21:340–356.
- Melly Blaise, Chernozhukov Victor and Fernandez-Val Ivan (2020). Quantile and distribution regression in Stata: algorithms, pointwise and functional inference. *The Stata Journal*, :1–46.
- Morgan, S. P., Lye, D. N., and Condran, G. A. (1988). Sons, daughters, and the risk of marital disruption. *American Journal of Sociology*, 94(1):110–129.
- Mott, F. L. (1994). Sons, daughters and fathers' absence:: Differentials in father-leaving probabilities and in home environments. *Journal of Family Issues*, 15(1):97–128.
- Ñopo, H. (2009). The gender wage gap in peru 1986-2000: Evidence from a matching comparisons approach. *Department of Economics, Journal*, L:9–37.
- Novella, R. (2013). Parental education, gender preferences and child nutritional status: Evidence from four developing countries.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14:693-709.
- Sen, Amartya. (1990). More Than 100 Million Women Are Missing. *New York Review of Books*, 37 (20).

## Apéndice A Datos censales utilizados en base a IPUMS International

Tabla A11: Datos censales utilizados en base a IPUMS International

Países	Censos/ IPUMS	Muestra	Entidad productora de datos
Argentina	National Population, Households, and Dwellings Census, 2001 National Population, Households, and Dwellings Census, 2010	0.10	National Institute of Statistics and Censuses
Chile	Fourth National Population Census, 1990 Fifth National Population Census, 2000	0.10 0.10	National Institute of Statistics
Ecuador	VI Censo de Población y V de Vivienda, 2001 VII Censo de Población y VI de Vivienda, 2010	0.10 0.10	National Institute of Statistics and Censuses
México	Intercensal Survey 2015	0.10	National Institute of Statistics, Geography, and Informatics
Paraguay	Censo Nacional de Población y Viviendas, 1992 Censo Nacional de Población y Viviendas, 2002; Censo Nacional Indígena de Población y Viviendas, 2002	0.10	General Directorate of Statistics, Surveys, and Censuses
Perú	National Censuses: IX Population and IV Housing, Peru 1993 National Censuses 2007: 11th Population Census and 6th Housing Census	0.10 0.10	National Institute of Statistics and Informatics
Uruguay	Extended National Survey of Homes (ENHA), 2006 General Population Census VIII, Homes IV and Housing VI, 2011	0.08 0.10	National Institute of Statistics

Fuente: Minnesota Population Center. Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 7.3 [dataset]. Minneapolis, MN: IPUMS, 2020. <https://doi.org/10.18128/D020.V7.2>

## Apéndice B Estadística descriptivas

Tabla B12: Estadísticas descriptivas en base a IPUMS 1993 y 2007 de Perú

	Toda la muestra			Primer hijo niño			Primer hijo niña		
	Media	SD	Obs	Media	SD	Obs	Media	SD	Obs
Edad de la madre	33.664	7.674	405,840	33.686	7.680	206,321	33.641	7.668	199,519
Jefe de hogar	0.206	0.405	401,789	0.204	0.403	204,320	0.209	0.407	197,469
Lengua materna	0.223	0.416	405,025	0.223	0.416	205,873	0.223	0.416	199,152
Urbano	0.731	0.444	405,840	0.726	0.446	206,321	0.736	0.441	199,519
<i>Estado marital:</i>									
Casadas	0.899	0.301	405,551	0.901	0.299	206,158	0.898	0.302	199,393
Divorciadas	0.044	0.205	405,551	0.043	0.203	206,158	0.045	0.207	199,393
Solteras	0.041	0.197	405,551	0.040	0.196	206,158	0.041	0.199	199,393
<i>Nivel educativo</i>									
Menor a primario	0.340	0.474	405,840	0.341	0.474	206,321	0.338	0.473	199,519
Primario completo	0.218	0.413	405,840	0.217	0.412	206,321	0.220	0.414	199,519
Secundario completo	0.366	0.482	405,840	0.366	0.482	206,321	0.366	0.482	199,519
Superior completo	0.076	0.266	405,840	0.077	0.266	206,321	0.076	0.266	199,519
No analfabetos	0.887	0.317	405,839	0.885	0.318	206,320	0.888	0.315	199,519
<i>Fecundidad:</i>									
Número de hijos	2.282	1.313	405,840	2.285	1.319	206,321	2.278	1.307	199,519
Mayor a dos hijos	0.343	0.475	405,840	0.343	0.475	206,321	0.343	0.475	199,519
Mayor a 3 hijos	0.159	0.366	405,840	0.160	0.367	206,321	0.158	0.365	199,519
Mayor a 4 hijos	0.068	0.251	405,840	0.069	0.253	206,321	0.067	0.249	199,519
<i>Religión:</i>									
Cristianos	0.953	0.211	405,465	0.953	0.211	206,121	0.953	0.211	199,344
Otras religiones	0.030	0.170	405,465	0.030	0.170	206,121	0.030	0.170	199,344
Sin religión	0.017	0.130	405,465	0.017	0.130	206,121	0.017	0.129	199,344
<i>Ocupación laboral</i>									
Empleado	0.338	0.473	405,840	0.336	0.472	206,321	0.341	0.474	199,519
Desempleado	0.013	0.113	405,840	0.013	0.114	206,321	0.013	0.113	199,519
Inactivo	0.649	0.477	405,840	0.651	0.477	206,321	0.646	0.478	199,519
LFP	0.351	0.477	405,840	0.349	0.477	206,321	0.354	0.478	199,519
<i>Categoría laboral:</i>									
Asalariados	0.489	0.500	134,839	0.491	0.500	68,080	0.488	0.500	66,759
Autoempleados	0.382	0.486	134,839	0.379	0.485	68,080	0.384	0.486	66,759
Sin remuneración	0.129	0.335	134,839	0.130	0.337	68,080	0.127	0.333	66,759

Fuente: Elaborado en base a datos de Minnesota Population Center. Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 7.3 [dataset]. Minneapolis, MN: IPUMS, 2020.

Tabla B13: Estadísticas descriptivas en base a ENAHO, período 2005-2019

	Toda la muestra			Primer hijo niño			Primer hijo niña		
	Media	SD	Obs.	Media	SD	Obs.	Media	SD	Obs.
Edad	34.974	8.307	175,641	35.066	8.334	90,635	34.875	8.277	85,006
Jefe de hogar	0.133	0.340	175,641	0.131	0.338	90,635	0.135	0.342	85,006
Urbano	0.671	0.470	175,641	0.664	0.472	90,635	0.678	0.467	85,006
Lengua materna	0.237	0.425	170,741	0.236	0.425	88,076	0.237	0.425	82,665
<i>Estado marital:</i>									
Casada	0.335	0.472	175,640	0.335	0.472	90,635	0.335	0.472	85,005
Divorciada	0.003	0.053	175,640	0.003	0.051	90,635	0.003	0.055	85,005
Soltera	0.067	0.250	175,640	0.066	0.249	90,635	0.067	0.251	85,005
<i>Nivel educativo:</i>									
Menor a primario	0.222	0.415	175,581	0.225	0.417	90,613	0.218	0.413	84,968
Primario completo	0.131	0.337	175,581	0.133	0.339	90,613	0.129	0.335	84,968
Secundario completo	0.326	0.469	175,581	0.322	0.467	90,613	0.330	0.470	84,968
Superior completo	0.245	0.430	133,416	0.243	0.429	69,162	0.249	0.432	64,254
Urbano	0.671	0.470	175,641	0.664	0.472	90,635	0.678	0.467	85,006
No analfabeto	0.559	0.496	38,906	0.560	0.496	20,346	0.559	0.497	18,560
<i>Fecundidad:</i>									
Número de hijos	2.028	1.161	175,641	2.039	1.172	90,635	2.016	1.149	85,006
Mayor a dos hijos	0.264	0.441	175,641	0.266	0.442	90,635	0.263	0.440	85,006
Mayor a 3 hijos	0.105	0.307	175,641	0.107	0.310	90,635	0.103	0.304	85,006
Mayor a 4 hijos	0.041	0.198	175,641	0.043	0.203	90,635	0.039	0.193	85,006
<i>Ocupación laboral:</i>									
Ocupados	0.718	0.450	175,484	0.717	0.450	90,562	0.720	0.449	84,922
Desocupados	0.023	0.148	175,484	0.023	0.149	90,562	0.022	0.148	84,922
Inactivos	0.259	0.438	175,484	0.260	0.439	90,562	0.258	0.437	84,922
<i>Oferta laboral e ingresos:</i>									
Horas de trabajo sem.	28.814	24.935	175,641	28.620	24.772	90,635	29.021	25.105	85,006
Empleo informal	0.697	0.460	135,326	0.701	0.458	69,815	0.693	0.461	65,511
Log ingreso laboral	5.946	1.458	92,709	5.934	1.471	47,539	5.959	1.444	45,170
Pobreza	0.346	0.476	175,641	0.347	0.476	90,635	0.345	0.475	85,006
<i>Categoría laboral:</i>									
Empleador	0.037	0.188	91,473	0.037	0.189	46,932	0.036	0.187	44,541
Autoempleados	0.529	0.499	91,473	0.530	0.499	46,932	0.529	0.499	44,541
Empleados	0.288	0.453	91,473	0.287	0.453	46,932	0.288	0.453	44,541
Obrero	0.146	0.353	91,473	0.146	0.353	46,932	0.147	0.354	44,541
<i>Tamaño de firma:</i>									
≤ 20 trabajadores	0.831	0.374	135,081	0.833	0.373	69,703	0.830	0.376	65,378
21 a 50 trabajadores	0.018	0.133	135,081	0.018	0.132	69,703	0.018	0.134	65,378
51 a 100 trabajadores	0.010	0.099	135,081	0.010	0.099	69,703	0.010	0.099	65,378
101-500 trabajadores	0.017	0.129	135,081	0.017	0.129	69,703	0.017	0.130	65,378
> 500 trabajadores	0.124	0.329	135,081	0.122	0.328	69,703	0.125	0.331	65,378

Fuente: Elaborado en base a la Encuesta Nacional de Hogares, período 2005-2019.

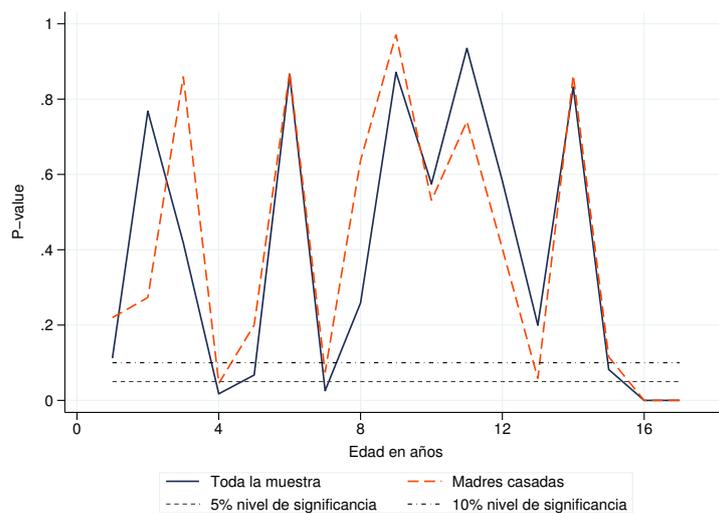
Tabla B14: Estadísticas descriptivas en base a IPUMS

	ARG			CHI			ECU			MEX			PAR			PER			URU		
	Media	SD	Obs	Media	SD	Obs	Media	SD	Obs	Media	SD	Obs									
Edad de la madre	34.291	7.526	642,517	34.159	7.168	253,271	33.462	7.711	220,185	33.754	7.451	855,928	33.264	7.584	73,956	33.664	7.674	405,840	35.918	7.797	50,090
Jefe de hogar	0.127	0.333	640,115	0.191	0.393	251,558	0.228	0.420	219,137	0.181	0.385	852,894	0.170	0.376	73,154	0.206	0.405	401,789	0.344	0.475	49,912
<i>Estado marital:</i>																					
Casadas	0.807	0.395	642,467	0.878	0.327	253,271	0.861	0.345	220,150	0.900	0.300	855,569	0.904	0.294	73,905	0.899	0.301	405,551	0.859	0.348	50,088
Divorciadas	0.052	0.222	642,467	0.044	0.204	253,271	0.072	0.258	220,150	0.059	0.235	855,569	0.021	0.142	73,905	0.044	0.205	405,551	0.080	0.272	50,088
Solteras	0.127	0.333	642,467	0.068	0.252	253,271	0.053	0.225	220,150	0.029	0.168	855,569	0.067	0.250	73,905	0.041	0.197	405,551	0.049	0.216	50,088
<i>Nivel educativo</i>																					
Menor a primario	0.106	0.308	642,517	0.126	0.332	253,271	0.193	0.394	220,185	0.113	0.317	855,928	0.375	0.484	73,956	0.340	0.474	405,840	0.116	0.320	50,090
Primario completo	0.513	0.500	642,517	0.466	0.499	253,271	0.422	0.494	220,185	0.597	0.490	855,928	0.432	0.495	73,956	0.218	0.413	405,840	0.548	0.498	50,090
Secundario completo	0.320	0.467	642,517	0.366	0.482	253,271	0.305	0.460	220,185	0.203	0.402	855,928	0.153	0.360	73,956	0.366	0.482	405,840	0.265	0.441	50,090
Superior completo	0.060	0.237	642,517	0.041	0.199	253,271	0.081	0.273	220,185	0.087	0.281	855,928	0.040	0.197	73,956	0.076	0.266	405,840	0.071	0.257	50,090
<i>Fecundidad:</i>																					
Número de hijos	2.279	1.272	642,517	1.932	0.938	253,271	2.121	1.172	220,185	2.095	1.063	855,928	2.702	1.661	73,956	2.282	1.313	405,840	1.855	1.026	50,090
Mayor a dos hijos	0.344	0.475	642,517	0.229	0.420	253,271	0.297	0.457	220,185	0.292	0.455	855,928	0.449	0.497	73,956	0.343	0.475	405,840	0.196	0.397	50,090
Mayor a 3 hijos	0.145	0.352	642,517	0.058	0.234	253,271	0.111	0.315	220,185	0.089	0.285	855,928	0.252	0.434	73,956	0.159	0.366	405,840	0.064	0.246	50,090
Mayor a 4 hijos	0.056	0.230	642,517	0.013	0.115	253,271	0.043	0.203	220,185	0.028	0.164	855,928	0.139	0.346	73,956	0.068	0.251	405,840	0.024	0.152	50,090
<i>Género de los hijos:</i>																					
Primer hijo (1=niño)	0.509	0.500	642,517	0.512	0.500	253,271	0.512	0.500	220,185	0.513	0.500	855,928	0.517	0.500	73,956	0.508	0.500	405,840	0.514	0.500	50,090
Segundo hijo (1=niño)	0.508	0.500	439,635	0.510	0.500	156,225	0.508	0.500	140,518	0.507	0.500	568,211	0.512	0.500	53,439	0.508	0.500	268,634	0.511	0.500	27,486
Tercer hijo (1=niño)	0.506	0.500	213,132	0.509	0.500	55,640	0.510	0.500	63,405	0.505	0.500	242,971	0.508	0.500	32,384	0.504	0.500	135,525	0.509	0.500	9,406
<i>Edad de los hijos:</i>																					
Edad del primer hijo	9.181	5.137	642,517	9.267	4.997	253,271	9.146	5.070	220,185	9.637	5.042	855,928	9.056	5.054	73,956	9.153	5.064	405,840	9.724	5.100	50,090
Edad del segundo hijo	7.424	4.470	439,635	6.915	4.329	156,225	7.183	4.400	140,518	7.323	4.347	568,211	7.394	4.388	53,439	7.284	4.422	268,634	7.446	4.408	27,486
Edad del tercer hijo	5.995	3.863	213,132	5.253	3.700	55,640	5.814	3.778	63,405	5.723	3.706	242,971	6.195	3.797	32,384	5.927	3.797	135,525	6.026	3.840	9,406
<i>Ocupación laboral:</i>																					
Empleado	0.412	0.492	641,448	0.294	0.456	253,271	0.424	0.494	218,151	0.295	0.456	853,512	0.314	0.464	73,399	0.338	0.473	405,840	0.644	0.479	50,086
Desempleado	0.092	0.289	641,448	0.027	0.161	253,271	0.019	0.137	218,151	0.002	0.048	853,512	0.015	0.123	73,399	0.013	0.113	405,840	0.073	0.259	50,086
Inactivo	0.495	0.500	641,448	0.679	0.467	253,271	0.556	0.497	218,151	0.703	0.457	853,512	0.670	0.470	73,399	0.649	0.477	405,840	0.284	0.451	50,086
LFP	0.505	0.500	641,448	0.321	0.467	253,271	0.444	0.497	218,151	0.297	0.457	853,512	0.330	0.470	73,399	0.351	0.477	405,840	0.716	0.451	50,086
<i>Categoría laboral:</i>																					
Asalariados	0.743	0.437	264,205	0.821	0.384	80,638	0.549	0.498	93,990	0.731	0.443	247,028	0.587	0.492	23,732	0.489	0.500	134,839	0.698	0.459	13,153
Autoempleo	0.203	0.402	264,205	0.165	0.371	80,638	0.412	0.492	93,990	0.247	0.431	247,028	0.397	0.489	23,732	0.382	0.486	134,839	0.241	0.427	13,153
No remunerados	0.054	0.226	264,205	0.014	0.119	80,638	0.039	0.193	93,990	0.022	0.147	247,028	0.016	0.126	23,732	0.129	0.335	134,839	0.061	0.239	13,153

Fuente: Elaborado en base a datos de Minnesota Population Center. Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 7.3 [dataset]. Minneapolis, MN: IPUMS, 2020.

## Apéndice C Prueba de asignación aleatoria para Perú

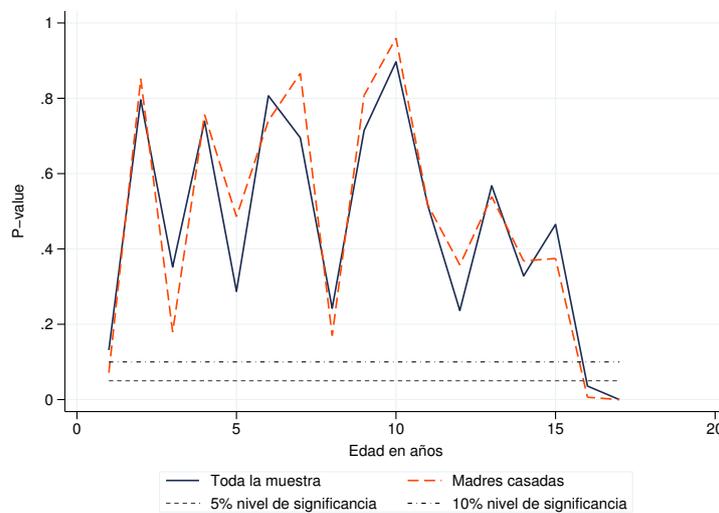
Figura C3: Prueba de asignación aleatoria, en base a ENAHO 2005-2019



*Fuente:* Elaboración propia sobre la base de ENAHO 2004-2019.

*Notas:* Nota: En el eje de las ordenadas se muestra el P valor de la prueba conjunta en base al estadístico del F.

Figura C4: Prueba de asignación aleatoria, en base a IPUMS 1993 y 2007



*Fuente:* Elaboración propia sobre la base de IPUMS 1993 y 2007.

*Notas:* Nota: En el eje de las ordenadas se muestra el P valor de la prueba conjunta en base al estadístico del F.

## Apéndice D Estimación por cuantiles condicionales y no condicionales

En el caso de los cuantiles condicionales, el lado izquierdo de la Ecuación (3) se convierte en  $\mathbb{E}(Y_i^\tau | \mathbf{X}_i)$ , es decir, estimamos el efecto del sexo del primer hijo en la distribución condicional, manteniendo los otros factores constantes. Los coeficientes de regresión por cuantiles condicionales de la población resuelven el siguiente problema de optimización:

$$\beta(\tau) = \underset{\theta \in \mathbf{R}^k}{\operatorname{argmin}} \mathbb{E}[\rho_\tau(Y - X' b)] \quad (5)$$

y la siguiente condición de momentos, tenemos:

$$\mathbb{E}[m(X, Y, \tau, \beta(\tau))] \equiv \mathbb{E}[(\tau - 1(Y \leq X' \beta(\tau))).X] = 0$$

El estimador de regresión cuantil de [Koenker y Bassett \(1978\)](#) resuelve el análogo de muestral de la ecuación 5.

$$\hat{\beta}(\tau) = \underset{\theta \in \mathbf{R}^k}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(y_i - x_i' b) \quad (6)$$

Este estimador también puede interpretarse como un método de estimador de momentos que establece aproximadamente la media muestral de  $m(x_i, y_i, \tau, b)$  a cero. Entonces el  $Q_\tau(Y|X) = X\beta(\tau)$ ,  $\beta(\tau)$  es el *Conditional Quantile Partial Effect* (CQPE).

Es importante tener en cuenta que las estimaciones de regresión por cuantiles condicionales son mucho más difíciles de interpretar, ya que capturan el impacto en ciertas partes de la distribución dentro de ciertos grupos con características observables similares. Esto excluye cualquier implicación sobre el impacto de un cambio del sexo del primer hijo en la distribución global observada. Incluidas medidas agregadas como la variación salarial o el coeficiente de Gini. La razón de esta interpretación más restrictiva es que los cuantiles condicionales y no condicionales no se pueden equiparar como en el análisis de regresión en la media (como el de Mínimos Cuadrados Ordinarios), ya que la Ley de las Expectativas Iteradas no se puede aplicar simplemente a los cuantiles. Dicho de otra manera, los cuantiles condicionales no promedian su contraparte poblacional.

Una manera de superar esta restricción se encuentra en el trabajo de [Firpo et al. \(2009\)](#). Los autores muestran una estrategia para transformar los cuantiles condicionales a no condicionales. Lo cual permite estimar el efecto del sexo del primer hijo en la distribución no condicional (marginal) de los ingresos de la madre, manteniendo constante otros factores. Por tanto, nos centramos principalmente en el método propuesto por [Firpo et al. \(2009\)](#), que permiten estimar el efecto del sexo del primer hijo sobre la distribución no condicional (marginal) de los ingresos laborales de la madre, manteniendo constantes los demás factores. Para ello, los autores proporcionan una técnica para transformar cuantiles condicionales a no condicionales antes de ejecutar las regresiones. En resumen, el método consta de dos pasos. En un primer paso, las variables de resultado  $Y$  se transforman (vuelven a centrar) para que se vuelvan a agregar a la distribución general de  $Y$ . La denominada función de influencia descentrada (RIF) se puede expresar como la probabilidad ponderada de que la variable de resultado  $Y$  se encuentre por encima de un determinado cuantil. A continuación se detallaran los pasos a seguir para estimar las regresiones no condicionales.

Dicho de otra manera, en MCO, la LEI permite la aplicación del método para la esperanza no condicional. Sin embargo, la aplicación de la LEI en los cuantiles no es trivial, ya que no existe una ley de cuantiles iterados. Es decir, la esperanza del cuantil  $\tau$  ésimo no es el cuantil  $\tau$  ésimo, es decir  $Q_\tau(Y) \neq Q_\tau(Y|X)$ . Tampoco aplicar un promedio es útil  $\mathbb{E}[Q_\tau(Y|X)] = \mathbb{E}(X)\beta(\tau) \neq Q_\tau(Y)$ . Entonces no hay una forma obvia de pasar de los cuantiles condicionales a los no condicionales.

Lo que proponen [Firpo et al. \(2009\)](#), es considerar un movimiento en el vector de las  $X$  como una traslación horizontal (*location shift*). La distribución de  $X$  movida, consiste en hacer  $X + t$ , donde  $t$  es un vector de constantes:

$$\alpha(\tau) \equiv \lim_{t \rightarrow 0} \frac{Q_\tau[h(X + t, \varepsilon)] - Q_\tau[Y]}{t}$$

Esto es lo que se conoce como derivada funcional. Dónde  $\alpha(\tau)$  son derivadas parciales, denominado en la literatura como *Unconditional Quantile Partial Effect* (UQPE). Luego, supongamos un indicador  $T(F)$  construido a partir de la distribución  $F$ . En palabras,  $T$  representa cualquier indicador que pueda computar a través de una distribución  $\mathcal{F}$  (por ejemplo: una media, un cuantil, etc). Formalmente:  $T : \mathcal{F} \rightarrow \mathbf{R}$ , donde  $\mathcal{F}$  es el conjunto de funciones  $F$  tal que  $|T(F)| < \infty$ . La función de influencia mide que tan sensible es el indicador si contamina la distribución en un punto cualquiera, basicamente los indicadores robustos tienen función de influencia acotada. Entonces la función de influencia (IF) se define de la siguiente manera:

$$IF(y, T) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \frac{T[(1 - \varepsilon)F + \varepsilon\delta_y] - T(F)}{\varepsilon}$$

Al comparar el indicador original con una distribución de  $F$  contaminada, en el numerador cambia el indicador  $T$  al moverse desde  $F$  hasta la distribución  $\delta_y$ , en particular el movimiento es muy pequeño. Dónde  $\delta_y$  es una distribución degenerada en  $y$ , un punto particular del soporte. La función de influencia, mide la sensibilidad del indicador  $T$  en el punto  $y$ . La cual depende de los parámetros poblacionales. El valor esperado es cero  $\mathbb{E}[IF(Y, T)] = 0$  en términos generales. Para el caso del cuantil  $\tau$ -ésimo:  $\mathbb{E}[IF(Y, q_\tau)] = 0$ . La RIF (Recentered Influence Function por sus siglas en inglés), tiene la siguiente estructura:

$$RIF(Y, t) \equiv T(F) + IF(y, T)$$

En palabras, las variables de resultados se transforman (se vuelven a centrar) para que se agreguen nuevamente en la distribución general de  $Y$ . Con este procedimiento se logra armar la RIF, se puede interpretar como la probabilidad ponderada de que la variable de resultado  $Y$  se encuentre por encima de algún cuantil en particular. En consecuencia, el lado izquierdo de la ecuación (3) se convierte en  $RIF[W]$ , la ponderación por lo tanto ocurre a través de un factor de escala igual a la inversa de la densidad de  $W$  evaluada en  $\tau$ , que proporciona la transformación correcta ya que la inversa de la función de la distribución acumulativa transforma las probabilidades en cuantiles incondicionales.

Las propiedades de la RIF, son similares a la IF, en particular  $\mathbb{E}[RIF(Y, T) = T(F)]$ , luego por la LEI, tenemos que  $T(F) = \mathbb{E}\{\mathbb{E}[RIF(Y, T)|X]\}$ . Todos estos pasos, es el eje central del trabajo

de [Firpo et al. \(2009\)](#). Los autores muestran que el efecto marginal de  $X$  sobre  $T$  es:

$$\alpha(T) = \lim_{t \rightarrow 0} \frac{T[h(X+t, u)] - T(Y)}{t} = \mathbb{E} \left\{ \frac{\partial \mathbb{E}[RIF(Y, T)|X = x]}{\partial x} \right\}$$

En primer lugar, el método consiste en proponer un modelo para la función RIF condicional en  $X$ , es decir  $\mathbb{E}[RIF(Y, T)|X] = m(X, \beta)$ . Luego se procede a estimar este modelo, a través de algún estimador factible, reemplazando cada componente por estimaciones muestrales.

$$\hat{q}_\tau = \underset{q}{\operatorname{argmin}} n^{-1} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(Y_i - q)$$

Luego, se puede determinar el efecto marginal promedio, dada la estimación de la  $Pr(Y \geq q_\tau|X)$ . Entonces el efecto marginal promedio estimado es el siguiente:

$$\hat{\mathbb{E}} \left[ \frac{\partial Pr(Y \geq q_\tau|X)}{\partial X} \right] = n^{-1} \sum_{i=1}^n \frac{\partial \hat{Pr}(Y_i \geq \hat{q}_\tau|X = x_i)}{\partial X}$$

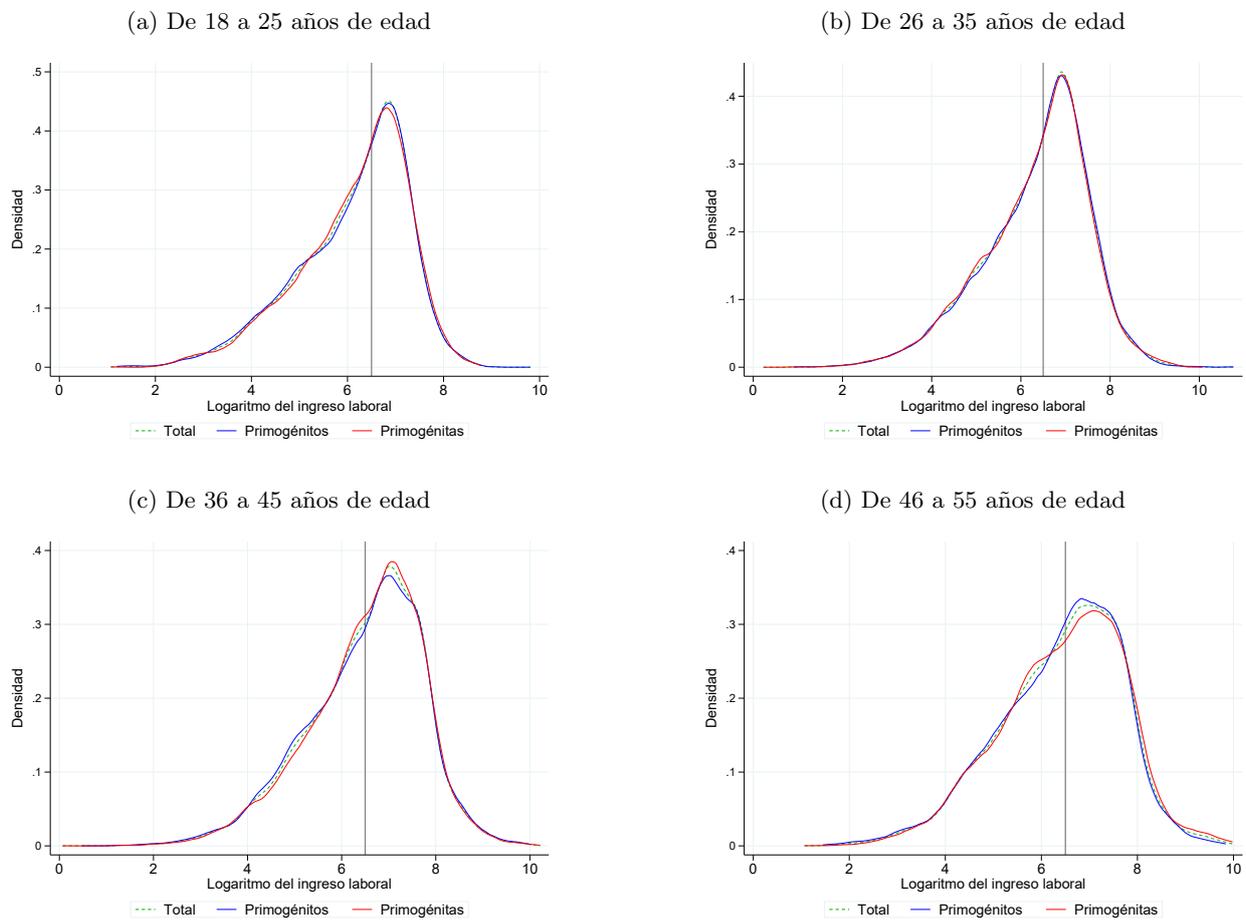
El RIF se regresa a las variables explicativas utilizando MCO u otras especificaciones. [Firpo et al. \(2009\)](#) compara sus resultados con otras especificaciones incluyendo un modelo Logit y una especificación no paramétrica. En el caso de la presente investigación usaremos el modelo lineal:  $Pr(D_i = 1|X = x_i) = x_i' \beta$ .

Por lo tanto, basado en la especificación del modelo propuesto de la ecuación salarial de la madre, se puede interpretar a la estimación por cuantiles no condicionales como los efectos de tratamiento por cuantiles no condicionales, y a la estimación de los cuantiles condicionales como los efectos de tratamiento por cuantiles condicionales. La diferencia de estas dos formas de estimar los efectos por cuantiles radica básicamente en la interpretación de los resultados. El método de CQPE captura cambios en la desigualdad de ingresos dentro del grupo (o la desigualdad salarial residual). En el caso de UQPE incluye un efecto de desigualdad intra y entre grupos. Es decir, para UQPE, la posición relativa de un individuo en la distribución salarial está determinada por factores observados y no observados.

[Firpo et al. \(2009\)](#), señalan que los salarios pueden aumentar debido a la variable de interés para los cuantiles de bajos salarios donde los efectos entre y dentro del grupo van en la misma dirección, pero pueden disminuir los salarios para los cuantiles de altos salarios donde van los efectos entre y dentro del grupo van en las direcciones opuestas. Para demostrar estas diferencias, los autores investigan el impacto de la cobertura sindical y concluyen que las desviaciones detectadas entre sus regresiones condicionales e incondicionales pueden ser impulsadas por el hecho que la brecha sindical generalmente disminuye en función del nivel de habilidad (observable).

## Apéndice E Diferencias salariales de características laborales de la madre por grupos etarios

Figura E5: Función de densidad de Kernel del log-ingreso salarial de la madre



Fuente: Elaborado en base a datos ENAHO 2005-2019.

Nota: Estas figuras muestran las estimaciones no paramétricas de la funciones de densidad de Kernel del logaritmo del ingreso laboral de la madre.

Tabla E15: Diferencias salariales de características laborales de la madre

	Total	Primogénito	Primogénita	Brecha
<i>Grupo etario</i>				
≤ 24	12.26	12.23	12.29	-11.43
25 – 34	39.72	39.43	40.02	0.23
35 – 44	35.00	34.92	35.07	-2.95
45 – 54	12.47	12.88	12.04	0.38
55 – 64	0.55	0.53	0.57	-25.60
<i>Nivel educativo</i>				
Primario incompleto	17.88	17.99	17.76	2.03
Primario completo	11.57	11.78	11.35	4.56
Secundario incompleto	13.93	13.97	13.88	-1.32
Secundario completo	27.33	27.06	27.62	3.73
Superior incompleto	9.49	9.46	9.53	1.91
Superior completo	18.45	18.38	18.52	-8.98
Post grado	1.36	1.37	1.35	9.57
<i>Horas semanales</i>				
≤ 35	48.58	48.86	48.30	-6.45
36 – 40	10.71	10.81	10.61	0.23
41 – 45	12.55	12.47	12.62	-3.97
46 – 50	12.33	12.30	12.37	1.88
> 50	15.82	15.56	16.10	-0.06
<i>Antigüedad laboral</i>				
Menor a 5 años	58.24	57.85	58.65	-1.54
De 6 a 10 años	20.51	20.43	20.59	-7.61
De 11 a 20 años	16.71	17.09	16.30	-4.07
De 21 a 30 años	4.55	4.63	4.46	8.43
Mayor a 30 años	0.00	0.00	0.00	.
<i>Estado civil</i>				
Soltero	23.46	23.36	23.57	-0.00
Casado	76.54	76.64	76.43	-0.03
<i>Región</i>				
Costa norte	14.96	14.90	15.02	0.66
Costa centro	6.81	6.63	7.00	0.72
Costa sur	2.15	2.14	2.16	-6.76
Sierra norte	6.94	7.03	6.84	-5.52
Sierra centro	12.28	12.20	12.36	1.89
Sierra sur	13.12	13.14	13.09	1.44
Selva	13.66	14.08	13.21	6.60
Lima metropolitana	30.09	29.88	30.31	-6.14

Fuente: Elaboración propia a partir de ENAHO 2005-2019.

Tabla E16: Diferencias salariales por características de la firma

	Total	Primogénito	Primogénita	Brecha
<i>Tipo de gestión</i>				
Estatal	25.47	25.38	25.56	-7.69
Privada	74.53	74.62	74.44	0.07
<i>Formalidad</i>				
Informal	20.94	20.64	21.26	-2.09
Formal	79.06	79.36	78.74	-1.42
<i>Categoría ocupacional</i>				
Empleador	2.70	2.65	2.74	-9.14
Independiente	36.23	36.13	36.34	1.69
Empleado	22.60	22.44	22.78	-3.68
Obrero	10.76	10.75	10.76	1.15
Trabajador no remunerado	23.17	23.53	22.79	.
Trabajador Fam del hogar	4.04	3.99	4.08	2.27
Otro	0.51	0.51	0.50	.
<i>Tamaño de la empresa</i>				
≤ 20	81.38	81.44	81.31	-2.66
21 – 50	2.43	2.41	2.46	15.21
51 – 100	1.37	1.35	1.40	5.73
101 – 500	2.34	2.43	2.24	9.27
> 500	12.48	12.36	12.60	-5.25
<i>Sector de actividad</i>				
A - Agricultura y Ganadería	27.57	27.82	27.31	-7.12
B - Pesca	0.09	0.10	0.07	21.61
C - Minería	0.26	0.25	0.26	-35.63
D - Manufacturas	9.33	9.38	9.27	4.57
E - Electricidad y Gas	0.06	0.07	0.06	45.69
F - Construcción	0.42	0.44	0.39	-17.15
G - Comercio y reparación	24.65	24.62	24.69	2.42
H - Hoteles y restaurantes	11.25	11.11	11.39	-1.64
I - Transporte y comunicaciones	1.65	1.67	1.62	3.33
J - Intermediación financiera	0.65	0.71	0.59	0.62
K - Actividades inmobiliarias	2.92	2.92	2.92	-14.47
L - Administración Pública	2.94	2.85	3.02	3.12
M - Enseñanza	6.94	6.99	6.88	-1.41
N - Salud	2.88	2.88	2.88	-23.90
O - Otros servicios	4.27	4.10	4.45	5.53
P - Servicio doméstico	4.12	4.08	4.16	2.52
Q - Org extraterritoriales	0.01	0.01	0.01	-50.83

Fuente: Elaboración propia a partir de ENAHO 2005-2019.

Nota: Los sectores de actividad económica fueron contruidos en base a las 17 secciones con código alfabético de la tercera revisión de la Clasificación Internacional Industrial Uniforme (CIIU rev.3) de la Organización de Naciones Unidas.

## Apéndice F Resultados laborales adicionales en Perú

Tabla F17: Efectos del sexo del primer hijo en los resultados laborales de la madre, ENAHO 2005-2019

Variables dependientes	Empleo	Empleo	Horas	Horas	Ingreso Lab.	Ingreso Lab.	Empleo	Empleo	Empleo	Empleo
	(1)	(2)	Trabaj.	Trabaj.	por hora	por hora total	Informal	Informal	no remun.	no remun.
	OLS	Probit	OLS	Tobit	OLS	OLS	OLS	Probit	OLS	Probit
Sexo del primer hijo (1=niño)	-0.00580***	-0.00613***	-0.507***	-0.605***	-0.0220***	-0.0571***	0.00584***	0.00642***	0.00631***	0.00688***
Err.est.	(0.002)	(0.002)	(0.116)	(0.150)	(0.008)	(0.019)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
Controles?	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Línea de base primer niña	0.719	0.719	28.943	24.624	6.091	6.183	0.788	0.789	0.237	0.237
Efecto porcentual (%)	-0.008	-0.009	-0.017	-0.020	-0.004	-0.004	0.007	0.008	0.027	0.029
R <sup>2</sup>	0.065	0.553	0.038	0.0041	0.238	0.127	0.365	0.358	0.200	0.202
F -estadístico	440.8		263.9		1091.300	547.9	1948.6		1161.6	
Observaciones	176,229	176,229	176,229	176,229	94,734	176,229	126,312	126,312	126,312	126,312

Nota: Errores estándar robústos entre paréntesis. Nivel de significancia \*\*\* p<0.01, \*p<0.05, \* p<0.10.

Tabla F18: Efectos del sexo del primer hijo en los resultados laborales de la madre, IPUMS 1993-2007

Variables dependientes	Empleo		LFP		Desempleo		Independientes		Empleo no remun.	
	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Sexo del primer hijo (1=niño)	-0.0049***	-0.0051***	-0.0045***	-0.0047***	0.0003	0.0003	-0.0048*	-0.0049*	0.0036**	0.0034**
Err.est.	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.000)	(0.000)	(0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.002)
Controles?	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Línea de base primer niña	0.3411	0.3411	0.3540	0.3540	0.0129	0.0129	0.3844	0.3843	0.1273	0.1273
Efecto porcentual (%)	-1.42 %	-1.49 %	-1.28 %	-1.34 %	2.52 %	2.35 %	-1.24 %	-1.28 %	2.80 %	2.63 %
R <sup>2</sup>	0.0852	0.067	0.0854	0.066	0.001	0.007	0.05	0.0399	0.105	0.132
F-estadístico	3603.4		3663.9		35.4		795.5		1188.5	
Observaciones	404,754	404,754	404,754	404,754	404,754	404,754	134,659	134,659	134,659	134,659

Nota: Errores estándar robústos entre paréntesis. Nivel de significancia \*\*\* p<0.01, \*p<0.05, \* p<0.10.