

R E V I S T A
ECONÓMICA
LA PLATA

Efectos del primogénito en los resultados laborales de las madres: evidencia para América Latina

Effects of the firstborn on the labor results of mothers: Evidence for Latin America

Carlos Salas Peña

RESUMEN

En este trabajo mostramos que, en América Latina, aquellas mujeres cuyo primer hijo es un niño tienen menos probabilidades de trabajar y de pertenecer a la fuerza laboral. Para entender los mecanismos que explican estos efectos, se pusieron a prueba las hipótesis del efecto de deseo por hijo niño (Dahl y Moretti, 2004) y del efecto divorcio (Bedard y Deschenes, 2005; Ananat y Michaels, 2008), a partir de una estrategia de identificación que considera que el sexo del primer hijo en la concepción es aleatorio. Encontramos que la mayor fecundidad y estabilidad marital son las posibles explicaciones de la menor participación laboral de las madres.

Palabras clave: oferta laboral femenina, preferencia por el primer hijo varón, comportamiento de las madres.

ABSTRACT

We show that in Latin America, those women whose first child is a boy are less likely to work and to be in the labor force. To understand the mechanisms that explain these effects, the hypothesis of the desire for a boy child effect (Dahl and Moretti, 2004) and the divorce effect (Bedard and Deschenes, 2005; Ananat and Michaels, 2008) were tested, based on an identification strategy that considers the sex of the first child at conception to be random. We found that higher fertility and marital stability are possible explanations for the lower labor participation of mothers.

Keywords: female labor supply, preference for the first son, behavior of mothers.

Recibido: 16/09/2022. Aceptado: 11/04/2023
Clasificación JEL: E24, J13, J22, J23

Carlos Salas Peña: Departamento de Economía,
Universidad Nacional de San Antonio Abad del Cusco,
Perú.
E-mail: carlos.mres86@gmail.com



I. 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, tienen más probabilidades de estar en la pobreza y carecen de derechos fundamentales (Barcellos et al., 2014). En América Latina existen señales de desaceleración del crecimiento de la participación laboral de la mujer desde comienzos de los 2000¹ y de 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.

Estos hechos son aún más significativos en aquellos países donde existe una mayor preferencia de hijo varón (Barcellos et al., 2014). Es muy difícil medir estas preferencias. Lo que los economistas han hecho es estudiar cómo el sexo del primer hijo afecta la estructura familiar (Dahl y Moretti, 2004), los resultados laborales de la madre (Ichino et al., 2011; Lundberg y Rose, 2002; Choi y Hwang, 2015; Azimi, 2015) y la inversión en capital humano de los niños (Jayachandran y Kuziemko, 2011; Barcellos et al., 2014).

En este artículo, estudiamos el efecto de tener un niño primogénito en los resultados laborales de la madre en América Latina. Encontramos que tener un primogénito tiene efectos negativos en la participación de la fuerza laboral, en el empleo y en otros resultados laborales de las madres. Observamos estos hechos en algunos países de América Latina utilizando muestras representativas de los datos censales de Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, México, Paraguay, Perú y Uruguay en base al Proyecto IPUMS. En una segunda etapa, se validaron los resultados para Perú en base a los datos de las encuestas de hogares, de mujeres de 18 a 55 años que tuvieron su primer hijo entre los 18 y los 45 años. Se destaca que estos efectos son heterogéneos entre países y son estadísticamente significativos. Sin embargo, estos resultados son un enigma, porque en varios países en desarrollo se ha documentado 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 reducción del número de embarazos a lo largo de la vida y a la menor necesidad de tiempo para el cuidado de los hijos (Jayachandran y Kuziemko, 2011; Barcellos et al., 2014).

Una respuesta a este *puzzle* en los países desarrollados fue considerar que el sexo del primer hijo afecta la estabilidad marital y a la fecundidad de formas opuestas. En un estudio, para EE. UU., el Reino Unido,

¹En 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.

Italia y Suecia, Ichino et al. (2011) demostraron que es más probable que las mujeres cuyo primer hijo es un niño trabajen menos horas que las mujeres con primogénitas. Para entender los mecanismos que están detrás de estos resultados, los autores utilizaron las explicaciones encontradas en los trabajos de Dahl y Moretti (2004), Bedard y Deschenes (2005) y Ananat y Michaels (2008).

En primer lugar, si la primogénita es una niña, los padres continúan procreando hasta la llegada del hijo varón (*efecto de deseo por hijo varón*). Es decir, se 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 una caída en la probabilidad de trabajar de las madres. Alternativamente, si el primogénito es un niño, esto conduce a una disminución de la fecundidad y a un aumento de la probabilidad de trabajar 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 y es más baja en el caso de tener un primer hijo niño. 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 en países donde existe una mayor probabilidad de divorcio. Este efecto es conocido en la literatura como el *efecto divorcio*, el cual implica un impacto en la oferta laboral de las madres que pasa por dos canales: (i) la mayor estabilidad conyugal ante la llegada del primogénito niño se traduce en una menor necesidad de trabajar para las madres, porque ellas podrían esperar un apoyo económico de sus parejas; (ii) 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. Como ambos efectos son contrapuestos, el efecto total en la probabilidad de trabajar de la madre depende del signo y magnitud de cada uno de ellos.

Para tratar de entender este enigma pusimos a prueba los canales del *efecto de deseo por hijo varón* y del *efecto divorcio*, con el propósito de interpretar el comportamiento de las madres ante la llegada de su primer hijo en América Latina. Para ello, se utilizó una estrategia de identificación recientemente estudiada en la literatura, siguiendo lo propuesto por Ichino et al. (2011) y Choi y Hwang (2015), que consideran 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 son en promedio idénticas a las familias que acaban de tener una niña en términos de características familiares observables. Al aplicar estos mecanismos, encontramos que tener un primer hijo niño implica mayor estabilidad marital para todos los países considerados en este estudio. La estabilidad marital implica más nacimientos, lo que se refleja en aumento de la fecundidad. Este resultado se cumple para Brasil, Colombia, Ecuador, Paraguay, Perú y Uruguay. Además, la mayor estabilidad matrimonial genera menor necesidad de trabajar para las madres. Por lo tanto, se validan los dos canales del *efecto divorcio* para estos países. En cambio, en Argentina, Bolivia, Chile y México tan solo se cumple el primer canal del *efecto divorcio*, es decir, en estos países, tener un primer hijo niño no aumenta la fecundidad. Además, en Argentina y México, tener un primogénito niño reduce la

necesidad de otros embarazos. Sin embargo, dado que el impacto de tener un primer niño varón en la oferta laboral es negativo, se concluye que el *efecto divorcio* es mayor al *efecto deseo por hijo niño* para estos países.

Otra parte de la literatura se centró en estudiar el efecto del sexo del primer hijo en el cuidado de los niños y el trato diferenciado de los niños y las niñas por parte de sus padres, lo cual se refleja en la manera en que los padres asignan sus recursos. Estos estudios son 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 condicionan a lo largo de su vida. En un estudio 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.

Además, existe evidencia empírica sobre el efecto de los hijos en los ingresos laborales de los padres y en la participación paterna. Por ejemplo, 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. Asimismo, encontraron que la paternidad incrementa significativamente el salario y las horas trabajadas para el hombre. Luego, Lundberg (2005) encontró 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 su parte, Bharadwaj et al. (2013), también para EE. UU., encontraron 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.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera: en la sección 2, se presentan las fuentes de datos y las estadísticas descriptivas; en la sección 3, se exponen las metodologías a emplear y el supuesto de identificación; en la sección 4, se presentan y discuten los resultados hallados, y, finalmente, en la sección 5 se resumen las principales conclusiones.

II. DATOS Y ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

Se utilizaron distintas fuentes de datos para este estudio. En primer lugar, se trabajó con los datos de los censos poblacionales de Argentina (2001 y 2010), Bolivia (2001 y 2012), Brasil (2010), Chile (1990 y 2000), Colombia (1993 y 2005), 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 Integrated

Public Use Microdata Series (IPUMS), International (Minnesota Population Center, 2020)². La muestra sistemática se extrajo de la muestra estratificada para cada país desarrollada por las oficinas de estadísticas de cada país. 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. Además, se consideran solo niños vivos, y tan solo podemos identificar madres con hijos que cohabitan en el momento de la encuesta. Para todos los conjuntos de datos, se considera a las mujeres que tenían entre 18 y 55 años de edad en el momento de la entrevista, con al menos un hijo, que tuvieron su primer hijo entre los 18 y los 45 años y cuyo primer hijo no tiene más de 17 años. Dado que el espacio de tiempo entre el primer y el segundo hijo en nuestra muestra es de alrededor de 1 a 2 años, el límite de 17 años permite minimizar la posibilidad de que estemos midiendo el sexo del segundo hijo. Además, se excluyó de la muestra a los hijos mayores de 18 años, ya que potencialmente podrían trabajar e ingresar al mercado laboral y, 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 (2004) 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. 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 segundo lugar, se utilizaron los datos de la Encuesta Nacional de Hogares de Perú³ (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 de Perú. La muestra es del tipo probabilístico, de áreas, estratificada, multietápica e independiente en cada departamento de estudio.

En estas encuestas podría resultar no creíble la identificación del primer hijo dadas las definiciones previas, ya que no se cuenta con la historia de nacimientos completos para cada mujer. No obstante, esta información está disponible en la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES) de Perú. En ese sentido, mediante este conjunto de datos se realizaron distintos ejercicios de robustez y se encontraron resultados consistentes al compararlos con los resultados obtenidos en base a los datos de ENAHO, los cuales se muestran más adelante. Por lo tanto, trabajar con los datos de ENAHO y los datos de los Censos no sería

² Esta fuente de datos 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.

³ Para más detalles ver: <https://proyectos.inei.gob.pe/microdatos/>

un problema potencial. En ese sentido, se tiene una aproximación cercana de la identificación del primogénito para cada núcleo familiar.

En la Tabla B14, mostramos las estadísticas descriptivas de los datos censales por país, diferenciándolas por grupos de sexo del primer hijo, en base a los datos de IPUMS. Se destaca que los dos grupos de madres tienen características observables muy similares. En particular, tienen la misma edad, estado marital, relación con el jefe de hogar, nivel educativo, número de hijos. Asimismo, se muestran otras características de ocupación y categorías laborales, las cuales varían relativamente entre países. La proporción de los primogénitos y de la edad promedio de ellos son muy similares para todos los países bajo estudio. Además, en las tablas B12 y B13, mostramos las estadísticas descriptivas detalladas para Perú, en base a datos de IPUMS y de ENAHO.

En la Tabla B15 del apéndice D, se muestran las estadísticas descriptivas de la distribución de los posibles determinantes del ingreso laboral de la madre en base al sexo del primer hijo. En las columnas se observan las brechas brutas por sexo del primogénito para cada subgrupo y la brecha salarial sin ajustar por sexo del primer hijo. De acuerdo con la información de la encuesta de hogares (ENAHO 2005-2019), 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 las variables bajo estudio, 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 aquellas madres trabajadoras más longevas (de edades entre 55 a 64 años) y para el grupo más joven (menores de 24 años). Respecto al nivel educativo, se observa una mayor proporción de madres con primera hija niña con nivel educativo superior (completo e incompleto) en relación con el 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, pero es positiva para las que cuentan con posgrado. En cuanto a las horas semanales de trabajo, las diferencias salariales con mayor variación corresponden 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 y 30 años y aquellas que tienen una antigüedad laboral de 6 a 10 años. Respecto al estado marital, las diferencias son muy pequeñas: se observa una brecha salarial ligeramente mayor para las madres casadas. En cuanto a la ubicación geográfica, se percibe un alto grado de variabilidad de las diferencias brutas salariales entre regiones.

III. METODOLOGÍA

III.1. ESTRATEGIA EMPÍRICA

III.1.1. Estimación en la media por MCO

Nuestra estrategia empírica se basa en el supuesto de que el sexo del niño se determina al azar al nacer, bajo la ausencia de aborto selectivo por sexo. Si eso es cierto, entonces las familias que acaban de tener un primogénito son idénticas a las familias que acaban de tener una primogénita. Por lo tanto, cualquier diferencia observada en términos de información de los padres puede atribuirse al sexo del recién nacido. Restringimos nuestra muestra a familias en las que el hijo más pequeño es suficientemente joven según lo determinado por nuestros datos. Formalmente, las diferencias entre niños y niñas en los resultados laborales de la madre pueden ser medidas utilizando un modelo de regresión de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), a partir de la siguiente ecuación:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 Niño_i + \gamma' X_i + \mu_t + \theta_r + \varepsilon_i$$

donde Y_i representa un conjunto de variables de resultados laborales tales como participación en la fuerza laboral, empleo, desempleo e ingresos laborales. $Niño_i$ es una variable binaria que es igual a uno si el primer hijo es varón y de cero en caso contrario. El parámetro β_1 captura el efecto promedio del sexo del primogénito en cada resultado laboral de la madre. X_i es un vector de características observables (tales como el nivel de capital humano de la madre, edad, edad al cuadrado, edad del primer hijo, raza, religión), exógeno al sexo del primer niño. Asimismo, se consideran efectos fijos de tiempo μ_t y efectos fijos por región θ_r . La variable ε_i representa el término de error para cada variable de resultado.

La estimación de MCO de β_1 es un estimador insesgado y consistente del parámetro de interés, si el sexo del primer hijo es exógeno (condicional en X), es decir que la $Cov(Niño_i, \varepsilon_i | X) = 0$. El supuesto de identificación que está detrás implica que el sexo del niño es exógeno al nacer para el niño más pequeño de la familia, bajo el supuesto de ausencia de aborto selectivo por sexo. Además, el condicionamiento en variables predeterminadas no debería tener impacto en nuestras estimaciones y debería reducir los errores estándar. En la siguiente subsección brindamos evidencia sobre el supuesto de identificación.

Como se mencionó en la introducción, la literatura sugiere dos mecanismos (*efecto deseo de tener un hijo* y *efecto divorcio*) para entender las causas de por qué el sexo del primer hijo afectaría los resultados laborales de las madres. Formalmente, estimamos por MCO si tener un primer hijo niño afecta la estabilidad marital y la fecundidad, a partir de la siguiente ecuación:

$$Z_i = \alpha_0 + \alpha_1 Niño_i + \varphi' X_i + \mu_t + \theta_r + \varepsilon_i$$

donde Z_i es un indicador que representa un conjunto de variables de resultado sobre la estabilidad marital (variables dummy sobre el estado marital, que toman el valor de 1 si la madre está casada o divorciada y cero

en caso contrario) y sobre las decisiones de fecundidad (número de hijos totales, y una variable dummy que toma el valor de 1 si la madre tiene al menos dos hijos). El parámetro α_1 captura el efecto promedio de tener un primer hijo niño en cada una de las variables de resultado. X_i , representa el vector de características observables antes definido y ϵ_i representa el término de error. Asimismo, se incluyeron efectos fijos por tiempo y región.

III.1.2. Estimación de regresión por cuantiles

El objetivo de este análisis empírico es estimar el efecto causal del sexo del primer hijo en toda la distribución de ingresos laborales de las madres. Para la identificación, se explotó el hecho de que el sexo del primer hijo es aleatorio en la concepción. Para estimar estos efectos se implementó el enfoque de regresión de cuantiles condicionales (Koenker y Bassett, 1978; Koenker, 2005) y el enfoque de regresión de cuantiles no condicionales (Firpo et al., 2009). Nuestro modelo específico de cuantiles se puede escribir de la siguiente manera:

$$Y_i^\tau = \delta_0^\tau + \delta_1^\tau Niño_i + \eta^\tau X_i + \mu_t + \theta_r + v_i^\tau$$

donde Y_i^τ representa el logaritmo del ingreso laboral para cada madre i en el τ -ésimo cuantil. $Niño_i$ 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 subsección anterior. La variable X_i representa la lista de covariables consideradas en las estimaciones anteriores. Asimismo, se consideran efectos fijos de tiempo y de región. La variable v_i^τ representa el término de error para cada cuantil. Los parámetros δ_1^τ capturan los efectos del sexo del primer hijo para cada cuantil τ -ésimo de la distribución de ingresos laborales de la madre. Estos coeficientes se pueden interpretar como los efectos parciales por cuantil (QPE por sus siglas en inglés) a partir del sexo del primer hijo. En el Apéndice D, se detallan los aspectos técnicos de estos métodos.

III.2. ESTRATEGIA DE IDENTIFICACIÓN

Para investigar si el sexo del primer hijo afecta los resultados laborales de la madre, se consideró 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 (Barcellos et al., 2014).

El supuesto que está detrás de la estrategia de identificación es la ausencia de aborto selectivo por sexo. Este tipo de aborto es más habitual en zonas donde las normas culturales valoran más a los hijos que a las hijas, sobre todo en algunos países de Asia. Sin embargo, en contextos donde la ausencia de aborto selectivo por sexo es una suposición razonable, como en el caso de países de América Latina⁴, las correlaciones del sexo del primer hijo con las variables de resultado pueden ser interpretadas como efectos sugerentes sobre causalidad⁵. 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 por MCO:

$$I(\text{niño}_i = 1) = \beta' X_i + \epsilon_i$$

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 masculino y toma el valor de 0 en caso opuesto. El vector 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, dada la disponibilidad de información, se incorporan las covariables de raza y religión porque esta fuente de heterogeneidad predeterminada puede ser muy relevante. El supuesto de independencia implica que $\beta = 0$, es decir que las X_i no predicen conjunta e individualmente 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 las variables predeterminadas de la madre estén correlacionadas con el sexo del primer hijo para la mayoría de los países, con la excepción de la significatividad de algunas covariables. De todas formas, este testeo auxiliar no involucra 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, muestran una señal sobre la exogeneidad del sexo del primer hijo.

Respecto a la prueba conjunta, mostramos que la exogeneidad del sexo del primer hijo se evidencia de manera clara para Argentina, Chile, Ecuador, Paraguay, Uruguay y Perú. Sin embargo, en los casos de Bolivia, Brasil, Colombia, México y de la encuesta de hogares de Perú, se observa que conjuntamente se rechaza la hipótesis nula de exogeneidad. La falta de exogeneidad en estos países puede estar explicada por un error de medición, asociado a la identificación precisa del primer hijo en cada núcleo familiar, debido a que no se cuenta con el historial completo de nacimientos en los datos censales. Para tratar de validar estos resultados

⁴ Kulczycki (2011), en un estudio en base a numerosas fuentes de evidencia, proporciona un análisis regional de la práctica y el contexto rápidamente cambiantes del aborto en América Latina. El autor resalta la fuerte disminución de la tasa de abortos; sin embargo, la prevalencia de este fenómeno se debe al crecimiento de la población, la disminución de las preferencias de fecundidad y el embarazo involuntario por violencia contra la mujer. Sin embargo, no reporta evidencia sobre aborto selectivo por sexo.

⁵ Adicionalmente, se podrían comparar las madres con dos hijas con aquellas con dos hijos, pero la interpretación causal requeriría de supuestos más fuertes sobre las decisiones de fecundidad de los padres (Dahl y Moretti, 2008).

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

| | ARG | BOL | BRA | CHI | COL | ECU | MEX | PAR | URU | PER | | |
|-------------------------|-------------------------|----------------------------|---------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|
| | Censos 1991- 2001 | Censos 2001-2012 | Censo 2010 | Censos 1992- 2002 | Censos 1993- 2005 | Censos 2001- 2010 | Censo 2015 | Censos 1992- 2002 | Censos 2006- 2011 | Censos 1993- 2007 | Enaho 2004- 2019 | Endes 2010- 2019 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) | (12) |
| Edad | -0,0005 (0,411) | -0,0049*** (0,000) | 0,0000 (0,923) | 0,0016 (0,125) | -0,0005 (0,415) | 0,0004 (0,730) | 0,0003 (0,556) | -0,0001 (0,939) | -0,0003 (0,890) | 0,0000 (0,999) | 0,0013 (0,309) | 0,0006 (0,899) |
| Edad al cuadrado | 0,0000 (0,339) | 6,94E- 05*** (0,000) | 0,0000 (0,409) | -3,00E-05* (0,068) | 0,0000 (0,101) | 0,0000 (0,895) | 0,0000 (0,938) | 0,0000 (0,769) | 0,0000 (0,920) | 0,0000 (0,855) | 0,0000 (0,751) | 0,0000 (0,969) |
| <i>Nivel educativo:</i> | | | | | | | | | | | | |
| Primaria completa | -0,0012 (0,564) | -0,0038 (0,283) | - 0,0043*** (0,002) | 0,0015 (0,631) | -0,0077*** (0,000) | -0,0054* (0,077) | - 0,0037** (0,041) | -0,0037 (0,378) | -0,0076 (0,313) | -0,0047** (0,037) | -0,0007 (0,841) | 0,0016 (0,928) |
| Secundaria completa | 0,0028 (0,217) | 0,0048 (0,250) | - 0,0047*** (0,001) | 0,0029 (0,379) | -0,0065*** (0,001) | -0,0068** (0,039) | -0,0023 (-0,277) | -0,0057 (0,317) | -0,0102 (0,210) | -0,0018 (0,372) | -0,0047 (0,374) | 0,0000 (0,999) |
| Universitaria completa | 0,0007 (0,819) | -0,0004 (0,950) | - 0,0047*** (0,006) | 0,0001 (0,986) | -0,0080** (0,021) | -0,0050 (0,277) | -0,0026 (0,305) | 0,0051 (0,602) | -0,0040 (0,716) | -0,0016 (0,622) | -0,0102** (0,014) | 0,0039 (0,836) |
| <i>Raza:</i> | | | | | | | | | | | | |
| Blancos | No | No | 0,0001 (0,983) | No | No | 0,0053 (0,191) | No | No | -0,0096 (0,337) | No | No | No |
| Negros | No | No | 0,0026 (0,480) | No | No | -0,0042 (0,646) | No | No | 0,0001 (0,996) | No | No | No |
| Indígenas | No | -0,0062* (0,051) | 0,0002 (0,977) | No | 0,0013 (0,605) | -0,0033 (0,446) | -0,0017 (0,147) | No | -0,0277 (0,140) | -0,0004 (0,842) | -0,0040 (0,246) | -0,0026 (0,732) |
| <i>Religión:</i> | | | | | | | | | | | | |
| Cristianos | No | No | 0,0012 (0,612) | -0,0069 (0,125) | No | No | No | -0,0088 (0,692) | No | -0,0023 (0,701) | No | No |
| Otras religiones | No | No | -0,0007 (0,845) | -0,0009 (0,901) | No | No | No | 0,0221 (0,468) | No | -0,0039 (0,602) | No | No |
| Dummies por años | Sí | Sí | No | Sí | Sí | Sí | No | Sí | Sí | Sí | No | No |
| Observaciones | 642.517 | 139.447 | 993.182 | 253.271 | 557.648 | 220.185 | 841.686 | 73.711 | 49.754 | 404.754 | 129.646 | 129.646 |
| Estadístico F | 1,615 | 6,275 | 8,001 | 1,626 | 12,25 | 1,277 | 5,821 | 1,250 | 0,756 | 1,001 | 2,129 | 2,129 |
| P-valor | (0,138) | (0,000) | (0,000) | (0,112) | (0,000) | (0,244) | (0,000) | (0,265) | (0,657) | (0,436) | (0,002) | (0,002) |

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 Bolivia, Colombia y 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.

se realizó un ejercicio de robustez en base a los datos de la ENDES de Perú, ya que en esta encuesta está disponible el historial completo de nacimientos por cada mujer, lo cual permite la identificación precisa del sexo del primer hijo. Luego, al aplicar la prueba conjunta de exogeneidad, aceptamos la hipótesis nula sobre la exogeneidad del sexo del primer hijo.

Adicionalmente, Ichino et al. (2011) destacan que la falta de exogeneidad 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; sin embargo, este último argumento tampoco es concluyente para dichos países.

IV. RESULTADOS

IV.1. RESULTADOS A NIVEL DE AMÉRICA LATINA

IV.1.1. Oferta laboral y sexo del primer hijo

En la Tabla 2, se muestran los efectos de tener un primogénito niño en los resultados laborales de las madres en América Latina. En el panel superior observamos la probabilidad de que una mujer pertenezca a la fuerza laboral (la variable dependiente es una variable *dummy* igual a 1 si la persona declara pertenecer a la fuerza laboral y 0 de otro modo). En el panel inferior, se muestra la probabilidad de que una mujer esté empleada (la variable dependiente es una *dummy* igual a 1 si la persona declara estar empleada y 0 de otro modo). Asimismo, todas las estimaciones fueron controladas por las covariables descritas en la Tabla 1. Se utilizó una muestra representativa de los Censos de cada país, en base a los datos Censales reportados por IPUMS (ver Tabla A11). Consideramos a todas las mujeres que tenían entre 18 y 55 años en el momento de la entrevista, que tuvieron su primer hijo entre los 18 y los 45 años de edad, cuyo primer hijo no tenía más de 17 años de edad. Dado que el espacio de tiempo entre el primer y el segundo hijo en nuestra muestra es de alrededor de 1 a 2 años, el límite de 17 años permite minimizar la posibilidad de que estemos midiendo el sexo del segundo hijo, para los casos en el que el primer hijo ya se haya ido del hogar. Todas las estimaciones son robustas con respecto a esta configuración.

En todos los países bajo estudio se muestra que tener un primer hijo niño impacta negativamente en la oferta laboral de las madres. Es decir, las madres cuyo primer hijo es un niño (debido a una elección aleatoria de la naturaleza) trabajan menos que aquellas que tienen primero una niña. Estos efectos se traducen en pérdidas de la productividad de las madres. Los resultados son estadísticamente significativos. El supuesto de identificación sobre la aleatoriedad del sexo del primer hijo permite interpretar estos resultados como efectos causales, asumiendo que aquellas mujeres que tuvieron un primer hijo niño son estadísticamente idénticas a quienes tuvieron una primera hija niña. Por ejemplo, en la primera columna del panel superior, se muestra

Tabla 2. Oferta laboral y género del primer hijo.

| | LATAM | ARG | BOL | BRA | CHI | COL | ECU | MEX | PAR | PER | URU |
|---|------------|------------|-----------|------------|------------|------------|------------|-----------|------------|------------|------------|
| | | Censos | Censos | Censo | Censos | Censos | Censos | Censo | Censos | Censos | Censos |
| | | 1991-2001 | 2001-2012 | 2010 | 1992-2002 | 1993-2005 | 2001-2010 | 2015 | 1992-2002 | 1993-2007 | 2006-2011 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) |
| Participación de la fuerza laboral | | | | | | | | | | | |
| Género del primer hijo (1=niño) | -0,001*** | -0,005*** | -0,004* | -0,017*** | -0,012*** | -0,0125*** | -0,007*** | -0,007*** | -0,009*** | -0,0045*** | -0,012*** |
| Err. Est. | (0,000) | (0,001) | (0,003) | (0,001) | (0,002) | (0,001) | (0,002) | (0,001) | (0,003) | (0,001) | (0,004) |
| ¿Controles? | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí |
| Línea de base: primera niña | 0,483 | 0,507 | 0,564 | 0,673 | 0,327 | 0,325 | 0,447 | 0,300 | 0,334 | 0,354 | 0,723 |
| Efecto porcentual (%) | -2,056 | -0,997 | -0,782 | -1,428 | -3,534 | -3,848 | -1,606 | -2,453 | -2,694 | -1,278 | -1,715 |
| R ² | 0,075 | 0,075 | 0,044 | 0,061 | 0,134 | 0,126 | 0,100 | 0,119 | 0,174 | 0,085 | 0,068 |
| Observaciones | 4.633.143 | 641.448 | 138.920 | 993.182 | 253.271 | 554.846 | 218.151 | 839.343 | 73.160 | 404.754 | 49.750 |
| Condición de ocupación: Empleo | | | | | | | | | | | |
| Género del primer hijo (1=niño) | -0,0100*** | -0,0048*** | -0,0034 | -0,0103*** | -0,0103*** | -0,0120*** | -0,0066*** | -0,007*** | -0,0081*** | -0,0048*** | -0,0106*** |
| Err. Est. | (0,000) | (0,001) | (0,003) | (0,001) | (0,002) | (0,001) | (0,002) | (0,001) | (0,003) | (0,001) | (0,004) |
| ¿Controles? | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí |
| Línea de base: primera niña | 0,435 | 0,414 | 0,554 | 0,597 | 0,300 | 0,313 | 0,428 | 0,298 | 0,318 | 0,341 | 0,650 |
| Efecto porcentual (%) | -2,301 | -1,158 | -0,616 | -1,73 | -3,43 | -3,844 | -1,541 | -2,403 | -2,542 | -1,421 | -1,636 |
| R ² | 0,153 | 0,096 | 0,0438 | 0,084 | 0,127 | 0,125 | 0,093 | 0,118 | 0,167 | 0,085 | 0,094 |
| Observaciones | 4.633.143 | 641.448 | 138.920 | 993.182 | 253.271 | 554.846 | 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 tenían entre 18 a 55 años en el momento de la entrevista, que tuvieron su primer hijo entre los 18 y los 45 años, 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 consideran 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.

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 laboral disminuye en 0,99%. En el panel inferior de la misma columna, se observa que, en promedio, durante el período, el 41,4% de las mujeres cuyo primer hijo es una niña se encuentran trabajando, mientras que las madres que tuvieron un primogénito niño presentan una disminución de 1,16% en la probabilidad de estar empleadas.

Los efectos estimados de un primogénito varón son cuantitativamente mayores en Brasil, Colombia, Uruguay y Chile. Estos resultados son también estadísticamente significativos a pesar de que los tamaños de la muestra son más pequeños en Uruguay y Chile. En el caso de Brasil, la participación laboral de la madre disminuye en 1,4%, mientras que en Colombia, Chile y Uruguay disminuye en 3,5%, 3,8% y en 1,7%, respectivamente. Además, los efectos correspondientes en la probabilidad de trabajar disminuyen en 1,7% en Brasil, 3,4% en Chile, 3,8% en Colombia 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 es menor la cantidad de mujeres que trabajan, que tienen una primera hija niña (32,7%), mientras que Uruguay es el país donde la mayor cantidad de madres trabajan con primer hija niña (72,3% del total de madres). En contraste, los efectos son menores para Bolivia, Perú, Argentina, Ecuador, Paraguay y México. No obstante, todos los resultados son robustos en términos de signos y de significatividad estadística.

IV.1.2. Sexo del primer hijo, fecundidad y estabilidad marital

En esta sección se pone a prueba la hipótesis del *efecto deseo por hijo niño* de Dahl y Moretti (2004) y del *efecto divorcio* de Bedard y Deschenes (2005) y Ananat y Michaels (2008) en el empleo de las madres para América Latina.

En la Tabla 3, mostramos que, a diferencia de los países desarrollados⁶, la hipótesis del *efecto divorcio* no se cumple de manera sistemática para todos los países de América Latina considerados en esta investigación, dado que las mujeres en matrimonios inestables tienen menos hijos a lo largo de su vida. El sexo del primogénito tiene efectos ambiguos sobre la fecundidad en países donde los divorcios son más probables. Por ejemplo, en el caso de Argentina, Bolivia 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, 2 y 7 del panel superior. En el caso de Brasil, Colombia, Paraguay y Perú (columnas 3, 5, 8 y 9 del panel superior, respectivamente), se observa que las madres cuyo primer hijo es un niño tienen una mayor tendencia a tener más hijos y a trabajar menos (tal como se comentó en la Tabla 2). Estos resultados son estadísticamente significativos. Asimismo, encontramos

⁶ En el Reino Unido, Italia, Suecia, EE. UU., aquellas madres cuyo primer hijo es un niño tienen una mayor fecundidad y tienden a trabajar menos (Ichino et al., 2011).

Tabla 3. Efectos del sexo del primer hijo en la fertilidad.

| | LATAM | ARG | BOL | BRA | CHI | COL | ECU | MEX | PAR | PER | URU |
|---|-----------|------------|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|-------------|-----------|-----------|---------|
| | Censos | Censos | Censos | Censos | Censos | Censos | Censos | Censos | Censos | Censos | Censos |
| | 1991-2001 | 2001-2012 | 2010 | 1992-2002 | 1993-2005 | 2001-2010 | 2015 | 1992-2002 | 1993-2007 | 2006-2011 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) |
| Número de hijos total | | | | | | | | | | | |
| Niño primogénito | 0,0015 | -0,0151*** | -0,0032 | 0,0149*** | 0,0018 | 0,0141*** | 0,0037 | -0,0113**** | 0,0287*** | 0,0063* | 0,0004 |
| Err. Est. | (0,001) | (0,003) | (0,006) | (0,002) | (0,003) | (0,003) | (0,005) | (0,002) | (0,011) | (0,004) | (0,009) |
| ¿Controles? | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí |
| Línea de base: primera niña | 2,141 | 2,288 | 2,328 | 1,691 | 1,930 | 2,155 | 2,118 | 2,101 | 2,686 | 2,277 | 1,854 |
| Efecto porcentual (%) | 0,697 | -0,662 | -0,137 | 0,879 | 0,093 | 0,652 | 0,177 | -0,536 | 1,069 | 0,277 | 0,022 |
| R ² | 0,342 | 0,155 | 0,218 | 0,119 | 0,133 | 0,185 | 0,189 | 0,177 | 0,220 | 0,247 | 0,101 |
| Observaciones | 4.642.092 | 642.467 | 139.346 | 993.182 | 253.271 | 556.983 | 220.150 | 841.369 | 73.671 | 404.572 | 49.752 |
| Probabilidad de tener más de un hijo | | | | | | | | | | | |
| Niño primogénito | -0,0002 | -0,0028*** | 0,0035 | 0,0086*** | 0,0026 | 0,0042*** | 0,0052*** | -0,0007 | 0,0057* | 0,0008 | 0,0073* |
| Err. Est. | (0,000) | (0,001) | (0,002) | (0,001) | (0,002) | (0,001) | (0,002) | (0,001) | (0,003) | (0,001) | (0,004) |
| ¿Controles? | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí |
| Línea de base: primera niña | 0,639 | 0,695 | 0,665 | 0,492 | 0,624 | 0,648 | 0,643 | 0,672 | 0,728 | 0,670 | 0,552 |
| Efecto porcentual (%) | 0,025 | -0,402 | 0,531 | 1,743 | 0,412 | 0,644 | 0,805 | -0,111 | 0,782 | 0,115 | 1,318 |
| R ² | 0,277 | 0,133 | 0,150 | 0,104 | 0,135 | 0,001 | 0,142 | 0,158 | 0,153 | 0,167 | 0,096 |
| Observaciones | 4.642.092 | 642.467 | 139.346 | 993.182 | 253.271 | 556.983 | 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 tenían entre 18 a 55 años en el momento de la entrevista, que tuvieron su primer hijo entre los 18 y 45 años, y cuyo primer hijo no tiene más de 17 años. La variable dependiente es una variable *dummy* que es igual a 1 si las mujeres tienen 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, raza y religión. Asimismo, se consideran 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.

efectos positivos y significativos en la otra variable proxy de fecundidad (probabilidad de tener más de un hijo) para Brasil, Ecuador, Uruguay y Paraguay. En el caso de Chile, los efectos en la fecundidad son positivos; sin embargo, no son estadísticamente significativos.

En la Tabla 4, mostramos los efectos del sexo del primer hijo en la estabilidad marital. Se reportan 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 0 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 0,91% para el caso de Perú y Colombia, respectivamente. En contraste, se observa que, para todos los países, la probabilidad de divorcio disminuye cuando el primer hijo es un niño. Además, en la Tabla 4, 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. Cabe resaltar que los efectos porcentuales en la probabilidad de estar casada son mayores para el caso de Colombia (1,06%), Brasil (0,92%), Bolivia (0,90%) y Chile (0,75%).

Por un lado, el primogénito aumenta la probabilidad de estabilidad marital (*efecto divorcio*) para todos los países bajo estudio. La estabilidad marital implica más nacimientos y puede también aumentar la fecundidad. Esto se cumple para Brasil, Colombia, Ecuador, Paraguay, Perú y Uruguay. Por lo tanto, la mayor estabilidad matrimonial genera menor necesidad de trabajar para las madres. En ese sentido se validan los dos canales del *efecto divorcio* para estos países. En cambio, para Argentina, Bolivia, Chile y México tan solo se cumple el primer canal del *efecto divorcio*. Por otro lado, tener un primogénito niño reduce la necesidad de otros embarazos (*efecto deseo por hijo niño*). Este efecto se evidencia parcialmente para Argentina y México. Sin embargo, dado que el impacto de tener un primer niño varón en la oferta laboral es negativo, se concluye que el *efecto divorcio* es mayor al *efecto deseo por hijo niño* para estos países.

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

| | LATAM | ARG | BOL | BRA | CHI | COL | ECU | MEX | PAR | PER | URU |
|---|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|-----------|------------|-----------|
| | Censos | Censos | Censos | Censos | Censos | Censos | Censos | Censos | Censos | Censos | Censos |
| | 1991-2001 | 2001-2012 | 2010 | 1992-2002 | 1993-2005 | 2001-2010 | 2015 | 1992-2002 | 1993-2007 | 2006-2011 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) |
| Probabilidad de estar casada | | | | | | | | | | | |
| Niño primogénito | -0,0072*** | 0,0045*** | 0,0077*** | 0,0079*** | 0,0066*** | 0,0091*** | 0,0049*** | 0,0044*** | 0,0039* | 0,0025*** | 0,0044 |
| Err. Est. | (0,000) | (0,001) | (0,002) | (0,001) | (0,001) | (0,001) | (0,001) | (0,001) | (0,002) | (0,001) | (0,003) |
| ¿Controles? | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí |
| Línea de base: primera niña | 0,873 | 0,805 | 0,850 | 0,865 | 0,875 | 0,852 | 0,859 | 0,898 | 0,903 | 0,898 | 0,857 |
| Efecto porcentual (%) | 0,827 | 0,560 | 0,909 | 0,920 | 0,751 | 1,064 | 0,566 | 0,485 | 0,429 | 0,273 | 0,511 |
| R ² | 0,018 | 0,126 | 0,011 | 0,023 | 0,020 | 0,018 | 0,019 | 0,016 | 0,011 | 0,010 | 0,012 |
| Observaciones | 4.640.541 | 642.467 | 139.346 | 993.182 | 253.271 | 556.983 | 220.150 | 841.369 | 73.671 | 404.572 | 49.752 |
| Probabilidad de estar divorciada | | | | | | | | | | | |
| Niño primogénito | -0,0062*** | -0,0032*** | -0,0049*** | -0,1341*** | -0,0039*** | -0,0056*** | -0,0037*** | -0,0038*** | -0,0019* | -0,0022*** | -0,0058** |
| Err. Est. | (0,000) | (0,001) | (0,001) | (0,001) | (0,001) | (0,001) | (0,001) | (0,001) | (0,001) | (0,001) | (0,002) |
| ¿Controles? | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí |
| Línea de base: primera niña | 0,079 | 0,054 | 0,037 | 0,106 | 0,046 | 0,062 | 0,073 | 0,060 | 0,022 | 0,045 | 0,084 |
| Efecto porcentual (%) | -7,909 | -5,973 | -13,411 | -6,823 | -8,615 | -8,967 | -5,059 | -6,206 | -8,96 | -4,907 | -6,89 |
| R ² | 0,021 | 0,013 | 0,012 | 0,016 | 0,014 | 0,011 | 0,013 | 0,008 | 0,009 | 0,007 | 0,023 |
| Observaciones | 4.640.541 | 642.467 | 139.346 | 993.182 | 253.271 | 556.983 | 220.150 | 841.369 | 73.671 | 404.572 | 49.752 |

Notas: 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 tenían entre 18 a 55 años en el momento de la entrevista, que tuvieron su primer hijo entre los 18 y 45 años, y cuyo primer hijo no tiene más de 17 años. Las variables dependientes son *dummy*, las cuales son iguales a 1 si las mujeres están casadas o divorciadas y 0 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 consideran 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.

IV.2. EXPLORANDO RESULTADOS ADICIONALES EN PERÚ (ROBUSTEZ)

En esta subsección se muestran estimaciones adicionales del efecto del sexo del primer hijo en otro conjunto de resultados laborales de la madre y además se validan las hipótesis estudiadas en la subsección anterior. Para ello, se utilizaron las fuentes de datos de la Encuesta Nacional de Hogares de Perú, período 2005-2019 y de los datos censales de IPUMS 1993 y 2007. A los efectos de explorar la robustez de los resultados hallados, se utilizaron los datos de la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES), período 2010-2019, ya que en esta encuesta se cuenta con el historial completo de nacimientos para cada mujer.

IV.2.1. Efectos del sexo del primer hijo en otros resultados laborales de la madre en Perú

En la Tabla 5, mostramos los efectos del sexo del primer hijo niño en los resultados laborales de las madres en Perú en base a datos de ENAHO y ENDES. Las variables de resultado consideradas son las siguientes: empleo, horas trabajadas, logaritmo del ingreso laboral, empleo informal y empleo no remunerado. Se pueden observar efectos negativos del sexo del primer hijo en el empleo, horas trabajadas y consecuentemente en el ingreso laboral de las madres. En cambio, tener un primer hijo niño implica un aumento en el empleo informal y en el empleo no remunerado. Estos resultados son consistentes con la literatura. Asimismo, todos los efectos encontrados son estadísticamente significativos.

Tabla 5. Efectos del sexo del primer hijo en los resultados laborales de la madre, en base a ENAHO 2005-2019 y ENDES 2010-2019

| Variables dependientes | ENDES | | ENAHO | | | |
|---------------------------------|-----------|------------|------------------|-----------------|-----------------|------------------|
| | Empleo | Empleo | Horas trabajadas | Ingreso laboral | Empleo informal | Empleo no remun. |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Género del primer hijo (1=niño) | -0,0102** | -0,0060*** | -0,5600*** | -0,0241*** | 0,0057*** | 0,0062*** |
| Err. Est. | (0,0045) | (0,0021) | (0,116) | (0,0082) | (0,0018) | (0,0021) |
| Línea de base: primera niña | 0,622 | 0,726 | 29,388 | 6,115 | 0,781 | 0,232 |
| Efecto porcentual (%) | -1,630 | -0,821 | -1,905 | -0,394 | 0,730 | 2,687 |
| R ² | 0,076 | 0,064 | 0,037 | 0,239 | 0,368 | 0,200 |
| Estadístico F | 96,7 | 434,0 | 260,7 | 1121,0 | 2050,7 | 1168,4 |
| Observaciones | 42.332 | 177.915 | 177.915 | 97.312 | 128.923 | 128.923 |

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. Los datos provienen de ENAHO, período 2005-2019 y de ENDES, período 2010-2019. Las muestras incluyen a todas las madres primerizas que tenían entre 18 a 55 años en el momento de la entrevista, que tuvieron su primer hijo entre los 18 y 45 años, y cuyo primer hijo no tiene más de 17 años. En las columnas (1) y (2) la variable dependiente es una variable categórica dicotómica igual a 1 si la madre se encuentra empleada y 0 de otro modo. En la columna (3) y (4) se muestran las variables dependientes horas trabajadas e ingreso laboral. 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 lengua materna. Asimismo, se consideran para todas las estimaciones efectos fijos por región y años. Nivel de significancia: *** p<0,01, **p<0,05, * p<0,10.

En las columnas 1 y 2, se muestran los resultados de tener un primer hijo niño en el empleo de la madre (esta es una variable *dummy* que toma el valor de uno si la madre se declara empleada y cero de otro modo). Se observa, tanto para la muestra de ENDES como para la muestra de ENAHO, que la llegada del primogénito reduce el empleo de las madres, en promedio, en 1,63% y 0,83%, respectivamente. Estos resultados son estadísticamente significativos. Aunque el efecto encontrado en ENDES sea mayor, este resultado garantiza la robustez de las estimaciones previas, ya que en esta base de datos se tiene información precisa y detallada sobre la historia de nacimientos de cada madre. No obstante, no se cuenta con otras variables laborales. Por esa razón, resulta interesante explorar los efectos del primogénito en otros resultados laborales en base a los datos de ENAHO.

En ese sentido, tener un hijo niño también genera un impacto negativo en las horas trabajadas (1,9%)⁷, y en el logaritmo del ingreso total por hora (0,39%). Además, tener un primer hijo niño implica un aumento del empleo informal⁸ y del empleo no remunerado, en 0,73% y 2,68%, respectivamente. En relación con estos últimos efectos, se podría interpretar que las madres le dedican mayor tiempo al cuidado de su hijo varón, dentro del hogar, por lo que tendrían menores posibilidades de encontrar un empleo formal y si lo encuentran será en el sector informal donde la productividad laboral es menor.

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 | | Inactiva | | LFP | |
|-------------------------------|------------|------------|-----------|-----------|------------|------------|
| | OLS | Probit | OLS | Probit | OLS | Probit |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Sexo del primer hijo (1=niño) | -0,0049*** | -0,0051*** | 0,0045*** | 0,0047*** | -0,0045*** | -0,0047*** |
| Err. Est. | (0,0014) | (0,0015) | (0,0014) | (0,0015) | (0,0014) | (0,0015) |
| ¿Controles? | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí |
| Línea de base: primera 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 |
| Efectos fijos por años | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí |
| Observaciones | 404.754 | 404.754 | 404.754 | 404.754 | 404.754 | 404.754 |

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. Los datos provienen de IPUMS, periodos 1993 y 2007. La muestra incluye a todas las madres primerizas que tenían entre 18 a 55 años en el momento de la entrevista, que tuvieron su primer hijo entre los 18 y 45 años, y cuyo primer hijo no tiene más de 17 años. Las variables dependientes son dicotómicas. En las columnas (1) y (2), la 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 lengua materna. Asimismo, se consideran para todas las estimaciones efectos fijos por años. Nivel de significancia: *** p<0,01, **p<0,05, * p<0,10.

⁷ 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 autoseleccionan para el empleo.

⁸ Esta variable se construyó para aquellas madres que no cuentan con contrato laboral, cobertura de pensiones o seguro de salud.

En la Tabla 6, mostramos los efectos del sexo del primer hijo en los resultados laborales de la madre en base a los datos de IPUMS de los Censos de Población y Vivienda de 1993 y 2007. En las columnas 1 y 2, podemos observar los efectos marginales estimados del sexo del primer hijo sobre el empleo de la madre mediante MCO y comparativamente 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, mostramos 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, observamos que el sexo del primer hijo genera un impacto positivo en la probabilidad de estar inactivo en 4,6% tanto por MCO como por el modelo Probit.

Adicionalmente, en el Apéndice E (Tabla E16 y Tabla E17) se muestran los resultados de las estimaciones para las variables laborales de la madre, utilizando otros estimadores adicionales en términos de robustez, 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.

IV.2.2. Efectos del sexo del primer hijo en la estabilidad marital y fecundidad en Perú

Las Tablas 7 y 8 muestran los efectos de tener un primer hijo niño en la estabilidad marital y en la fecundidad a partir de los datos de ENAHO 2005-2019 y de IPUMS 1993 y 2007, respectivamente. Las características de la muestra de las madres son las que se consideraron 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, mostramos que el sexo del primer hijo niño genera un aumento en la estabilidad marital. En particular, en las columnas 1 y 2, se observa que las probabilidades de estar casada aumentan en 0,4% y 0,5% mediante las estimaciones MCO y Probit, respectivamente, mientras que las probabilidades de estar divorciada (columnas 3 y 4) disminuyen en 2,4% y 2,5%, respectivamente. Asimismo, se observa que tener un primer hijo niño genera un aumento de la fecundidad, es decir que en promedio aumenta el número de hijos en 0,66%, mientras que 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.

Estos resultados son consistentes con lo encontrado en los Censos de 1993 y 2007 de Perú en base a IPUMS, tal como se muestra en la Tabla 7. La significatividad estadística de los resultados de la estabilidad marital mejora con la muestra de los Censos. Sin embargo, se encontró que existe un mayor impacto en la fecundidad a través del efecto en el número total de hijos con respecto a la muestra de ENAHO. Sin embargo, 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 los años 1993 y 2007.

Tabla 7. Efectos del sexo del primer hijo en la estabilidad marital y fertilidad, en base a ENAHO 2005-2019

| Variables dependientes | Estabilidad marital | | | | Fecundidad | | |
|---------------------------------|---------------------|---------------|------------|---------------|------------|------------|---------------|
| | Casada | | Divorciada | | # de hijos | > 2 | |
| | OLS (1) | Probit (2) | OLS (3) | Probit (4) | OLS (5) | OLS (6) | Probit (7) |
| Género del primer hijo (1=niño) | 0,0030 | 0,0033* | -0,0029* | -0,0029* | 0,0175*** | -0,0070*** | -0,0084*** |
| Err. Est. | (0,0019) | (0,0020) | (0,0017) | (0,0017) | (0,0049) | (0,0021) | (0,0025) |
| Línea de base: primera niña | 0,7733 | 0,7733 | 0,1620 | 0,1620 | 2,0473 | 0,3984 | 0,3986 |
| Efecto porcentual (%) | 0,303 | 0,421 | -1,805 | -1,812 | 0,854 | -1,748 | -2,118 |
| R ² | 0,0265 | 0,0252 | 0,0154 | 0,0178 | 0,243 | 0,191 | 0,1520 |
| Observaciones | 177.915 | 177.915 | 177.915 | 177.915 | 177.915 | 177.915 | 177.915 |

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. Los datos provienen de ENAHO 2005-2019. La muestra incluye a todas las madres primerizas que tenían entre 18 a 55 años en el momento de la entrevista, que tuvieron su primer hijo entre los 18 y 45 años, 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 dependiente 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 lengua materna. Asimismo, se consideran para todas las estimaciones efectos fijos por región y años. Nivel de significancia: *** p<0,01, **p<0,05, * p<0,10.

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

| Variables dependientes | Estabilidad marital | | | | Fecundidad | | |
|---------------------------------|---------------------|---------------|------------|---------------|------------|------------|---------------|
| | Casada | | Divorciada | | # de hijos | > 2 | |
| | OLS (1) | Probit (2) | OLS (3) | Probit (4) | OLS (5) | OLS (6) | Probit (7) |
| Género del primer hijo (1=niño) | 0,0025*** | 0,0025*** | -0,0022*** | -0,00214*** | 0,00631* | 0,000769 | 0,000962 |
| Err. Est. | (0,00094) | (0,00093) | (0,00064) | (0,0006) | (0,0036) | (0,0014) | (0,0015) |
| Línea de base: primera niña | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí |
| Efecto porcentual (%) | 0,8982 | 0,8982 | 0,0450 | 0,0450 | 2,2773 | 0,6703 | 0,6696 |
| R ² | 0,0101 | 0,0143 | 0,0066 | 0,0188 | 0,247 | 0,167 | 0,1347 |
| Efectos fijos por años | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí |
| Observaciones | 404.572 | 404.572 | 404.572 | 404.572 | 404.754 | 404.754 | 404.754 |

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. Los datos provienen de ENAHO 2005-2019. La muestra incluye a todas las madres primerizas que tenían entre 18 a 55 años en el momento de la entrevista, que tuvieron su primer hijo entre los 18 y 45 años, 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 dependiente 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 lengua materna. Asimismo, se consideran para todas las estimaciones efectos fijos por región y años. Nivel de significancia: *** p<0,01, **p<0,05, * p<0,10.

Estos resultados nos ayudan a validar robustamente la existencia del *efecto divorcio* para Perú. Es decir, tener un primer hijo niño mejora la estabilidad marital, aumenta la fecundidad y, consecuentemente, disminuye la probabilidad de trabajar de las madres.

IV.2.3. Efectos heterogéneos del sexo del primer hijo en la distribución de ingresos laborales de la madre

En esta subsección, mostramos la estimación de la brecha de ingresos laborales de la madre a partir del sexo del primer hijo en diferentes puntos de la distribución. Para la identificación, se consideró la variación exógena del sexo del primer hijo (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 regresión de cuantiles no condicionales (Firpo et al., 2009) y de regresión de cuantiles condicionales (Koenker y Bassett, 1978; Koenker, 2005).

Las Tablas 9 y 10 muestran las estimaciones de los efectos de cuantiles no condicionales (UQPE por sus siglas en inglés) y los efectos de cuantiles condicionales (CQPE por sus siglas en inglés) del primer hijo sobre el logaritmo del ingreso total mensual de la madre. Estos efectos parciales se estimaron a partir de la especificación de la ecuación 3. Para ello, se incluyeron los siguientes controles: edad, edad al cuadrado, nivel de educación y raza. En la Tabla 9, podemos observar que los UQPE son negativos a lo largo de toda la distribución. Sin embargo, estos efectos solo son estadísticamente significativos en los cuantiles inferiores de la distribución. Por ejemplo, en los cuantiles $\tau=0,5$, $\tau=0,2$, $\tau=0,25$ y $\tau=0,35$, los efectos son de -6,8%, -5,8%, 5,0% y -3,6%, respectivamente. Además, utilizando el procedimiento de las regresiones RIF, se estimaron dos medidas de desigualdad de ingresos laborales: el índice de Gini y la Varianza. Esencialmente, 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 8,5%. Adicionalmente, en la Tabla 10, mostramos que las estimaciones de los CQPE son similares a los UQPE. Es decir, se observan mayores efectos para el grupo de madres con menores ingresos laborales. Estos efectos también son estadísticamente significativos solo para los cuantiles inferiores de la distribución.

En síntesis, el modelo lineal de la ecuación salarial indica que la brecha salarial por sexo del primer hijo es de alrededor del -2,2%, pero CQPE muestra que puede dispararse hasta el -6,23% (para $\tau = 0,05$) para los salarios condicionales más bajos. Esto significa que las personas que tienen salarios inusualmente bajos dados sus características observables muestran una brecha de género más grande que aquellas cuyos salarios están más cerca de la media. Sin embargo, esto no dice nada sobre si esto es cierto para individuos cuyo salario es bajo independientemente de sus características observables. En ese sentido, UQPE muestra que, efectivamente, existe una brecha salarial por sexo del primer hijo mayor en la cola inferior de la distribución, del orden de -6,20% (para $\tau = 0,05$). Por lo tanto, las diferencias por sexo del primer hijo no solo se observan después de controlar por las variables de capital humano y por las características predeterminadas de las madres, sino que estas últimas también se asocian con las diferencias de género de tal manera que el efecto no condicional es igual de significativo. Adicionalmente, por ambas estimaciones se refleja exactamente la compresión de los ingresos laborales en la parte superior de la distribución del ingreso laboral.

Tabla 9. Efectos del sexo del primer hijo en los cuantiles no condicionales del ingreso laboral de la madre.

| Variables dependientes | Media | Cuantiles de la distribución | | | | | | | | | Desigualdad | |
|---------------------------------|------------|------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------|--------------|------------------|
| | OLS (1) | $\tau=0,05$ (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) |
| Género del primer hijo (1=niño) | -0,027*** | -0,068** | -0,058*** | -0,050*** | -0,036*** | -0,015 | -0,013 | -0,008 | -0,002 | 0,003 | 0,003*** | 0,085*** |
| Err. Est. | (0,010) | (0,034) | (0,015) | (0,017) | (0,012) | (0,012) | (0,009) | (0,008) | (0,010) | (0,012) | (0,001) | (0,021) |
| ¿Controles? | No | No | No | No | No | No | No | No | No | No | No | No |
| Observaciones | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 |
| Género del primer hijo (1=niño) | -0,022*** | -0,062* | -0,051*** | -0,043*** | -0,029** | -0,008 | -0,010 | -0,007 | -0,001 | 0,004 | 0,003*** | 0,079*** |
| Err. Est. | (0,009) | (0,035) | (0,013) | (0,016) | (0,014) | (0,010) | (0,009) | (0,007) | (0,008) | (0,012) | (0,001) | (0,027) |
| ¿Controles? | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí |
| Observaciones | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 |

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, lengua materna 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.

| Variables dependientes | Media | Cuantiles de la distribución | | | | | | | | | | |
|---------------------------------|------------|------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | OLS (1) | $\tau=0,05$ (2) | $\tau=0,10$ (3) | $\tau=0,20$ (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) |
| Género del primer hijo (1=niño) | -0,0277** | -0,0722** | -0,0383** | -0,0562*** | -0,0473*** | -0,0332** | -0,0146 | -0,0142 | -0,0094 | -0,0025 | -0,0068 | 0,0050 |
| Err. Est. | (0,0120) | (0,0312) | (0,0181) | (0,0177) | (0,0153) | (0,0155) | (0,0127) | (0,00906) | (0,00963) | (0,0108) | (0,00973) | (0,0141) |
| ¿Controles? | No | No | No | No | No | No | No | No | No | No | No | No |
| Observaciones | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 |
| Género del primer hijo (1=niño) | -0,0254** | -0,0623* | -0,0402** | -0,0328*** | -0,0304** | -0,0136 | -0,0126 | -0,0052 | -0,0016 | -0,0085 | -0,0051 | -0,0029 |
| Err. Est. | (0,0105) | (0,0331) | (0,0172) | (0,0126) | (0,0139) | (0,0126) | (0,00880) | (0,00821) | (0,00638) | (0,00836) | (0,00896) | (0,0110) |
| ¿Controles? | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí |
| Observaciones | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 | 90.442 |

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, lengua materna y efectos fijos por región y años.

V. CONCLUSIONES

Se ha mostrado que, en algunos países de América Latina, aquellas mujeres cuyo primer hijo es un niño tienen menos probabilidades de trabajar y de pertenecer a la fuerza laboral. Nuestras estimaciones son estadísticamente significativas. Para entender los mecanismos que explican estos efectos, se pusieron a prueba las hipótesis sobre los canales del *efecto del deseo por hijo varón* y del *efecto divorcio*. Se encontró que tener un primer hijo niño implica mayor estabilidad marital para todos los países considerados en este estudio. La estabilidad marital implica más nacimientos, lo que se refleja en aumento de la fecundidad. Este resultado se cumple para Brasil, Colombia, Ecuador, Paraguay, Perú y Uruguay. Además, la mayor estabilidad matrimonial genera menor necesidad de trabajar para las madres porque ellas podrían esperar un apoyo económico de sus parejas; por lo tanto, se validan los dos canales del *efecto divorcio* para estos países. Por otra parte, en Argentina, Bolivia, Chile y México, tan solo se cumple el primer canal del *efecto divorcio*, es decir, en estos países, tener un primer hijo niño no aumenta la fecundidad. Además, en Argentina y México, tener un primogénito niño reduce la necesidad de otros embarazos. Sin embargo, dado que el impacto de tener un primer niño varón en la oferta laboral es negativo, se concluye que el *efecto divorcio* es mayor al *efecto deseo por hijo niño* para estos países.

Complementariamente, se validaron los resultados del efecto del sexo del primer hijo en otros resultados laborales, utilizando datos de encuestas de hogares de Perú. Tener un primer hijo niño disminuye los ingresos laborales y aumenta el empleo informal y el empleo no remunerado de las madres. Se valida de manera robusta el canal *efecto divorcio*. Finalmente, se encontraron efectos heterogéneos del sexo del primer hijo en la distribución de los ingresos laborales de la madre a partir de regresiones de cuantiles no condicionales y condicionales. Los resultados revelan regulares heterogeneidades a lo largo de la distribución. Tener un primer hijo niño implica una mayor caída de los ingresos de las madres con menores ingresos laborales. Luego, este efecto va disminuyendo conforme nos movemos hacia los cuantiles superiores de la distribución de ingresos laborales, donde los efectos dejan de ser estadísticamente significativos. El hecho de que estos efectos estén traccionados por las mujeres de menores ingresos estaría asociado a que mujeres con un bajo nivel educativo y con peores normas de género reducen sustancialmente sus horas de trabajo cuando tienen un primer hijo niño, en lugar de una niña, por lo que se infiere la posibilidad de sustitución de trabajo de cuidado dentro del hogar. Por el contrario, las mujeres con ingresos medios y altos poseen mayor nivel educativo, cuentan con trabajos flexibles y, por lo tanto, cuentan con mayor productividad. En ese sentido, las actividades domésticas y del cuidado del primer hijo tienden a estar más equilibradas entre las parejas. Las investigaciones futuras pueden examinar los efectos del género del primogénito en la asignación dentro del hogar y el apareamiento selectivo.

Finalmente, otro mecanismo interesante pero no estudiado directamente en esta investigación es la posibilidad de sustitución de trabajo de cuidado dentro del hogar. Condicional a los resultados obtenidos, se infiere que las madres estarían dedicando una mayor cantidad de horas a las actividades domésticas cuando el primer niño es varón. Existe evidencia empírica para algunos países en desarrollo sobre el mayor cuidado de los niños cuando el bebé es niño que cuando es niña (Barcellos et al., 2014; Jayachandran y Kuziemko, 2011).

Las inversiones de tiempo con respecto al sexo del primogénito no han sido estudiadas en América Latina, por lo que sería interesante proponer ejercicios empíricos al respecto en trabajos futuros.

REFERENCIAS

- Almond, D. y Currie, J. (2011). Human capital development before age five. En D. Card y O. Ashenfelter (Eds.), *Handbook of Labor Economics* (1ª ed., Vol. 4B, Cap. 15, pp. 1315–1486). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)02413-0](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)02413-0)
- Ananat, E. O. y Michaels, G. (2008). The effect of marital breakup on the income distribution of women with children. *The Journal of Human Resources*, 43(3), 611–629.
- Azimi, E. (2015). The effect of children on female labor force participation in urban Iran. *IZA J Labor Develop*, 4, 5. <https://doi.org/10.1186/s40175-015-0030-x>
- Barcellos, S., Carvalho, L. y Lleras-Muney, A. (2014). Child gender and parental investments in India: Are boys and girls treated differently? *American Economic Journal: Applied Economics*, 6(1), 157–189. <https://doi.org/10.1257/app.6.1.157>
- Bedard, K. y Deschenes, O. (2005). Sex preferences, marital dissolution, and the economic status of women. *The Journal of Human Resources*, 40(2), 411–434.
- Bharadwaj, P. R., Dahl, G. B. y Sheth, K. (2013). Gender discrimination in the family. En E. Redmount (Ed.), *The Economics of the Family: How the Household Affects Markets and Economic Growth* (Vol. 1, pp. 237–266). Praeger.
- Carneiro, P. y Ginja, R. (2014). Long-term impacts of compensatory preschool on health and behavior: Evidence from head start. *American Economic Journal: Economic Policy*, 6(4), 135–173. <https://doi.org/10.1257/pol.6.4.135>
- Choi, E. J. y Hwang, J. (2015). Child gender and parental inputs: No more son preference in Korea? *American Economic Review*, 105(5), 638–43. <https://doi.org/10.1257/aer.p20151118>
- Dahl, G. B. y Moretti, E. (2004). *The Demand for Sons: Evidence from Divorce, Fertility, and Shotgun Marriage* (NBER Working Paper N°10281). National Bureau of Economic Research
- Figlio, D., Hamersma, S. y Roth, J. (2009). Does prenatal wic participation improve birth outcomes? New evidence from Florida. *Journal of Public Economics*, 93(1-2), 235–245. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2008.08.003>
- Firpo, S., Fortin, N. M y Lemieux (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3), 953–973.
- Gasparini, L. y Marchionni, M. (2015). *Bridging Gender Gaps? The Rise and Deceleration of Female Labor Force Participation in Latin America: An overview* (Documento de Trabajo N°185). CEDLAS, Universidad Nacional de La Plata. <http://hdl.handle.net/11336/57042>
- Ichino, A., Lindström, E. A. y Viviano, E. (2011). Hidden consequences of a first-born boy for mothers. *Economics Letters*, 123(3), 274–278.
- Jayachandran, S. y 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(3), 1485–1538.
- Koenker, R. y Bassett, G. (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33–50.

- Koenker, R. (2005). *Quantile Regression* (Econometric Society Monographs). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511754098>
- Kulczycki, A. (2011). Abortion in Latin America: Changes in Practice, Growing Conflict, and Recent Policy Developments. *Studies in Family Planning*, 42(3), 199-220. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4465.2011.00282.x>
- Levine, P. B. y Schanzenbach, D. W. (2009). *The impact of children's public health insurance expansions on educational outcomes* (Working Paper N°14671). National Bureau of Economic Research.
- Lundberg, S. (2005). Sons, daughters, and parental behaviour. *Oxford Review of Economic Policy*, 21(3), 340–356. <https://doi.org/10.1093/oxrep/gri020>
- Lundberg, S. y Rose, E. (2002). The Effects of Sons and Daughters on Men's Labor Supply and Wages. *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), 251–268.
- Minnesota Population Center. (2020). *Integrated Public Use Microdata Series, International* (Version 7.3) [Data set]. <https://doi.org/10.18128/d020.v7.3>

APÉNDICE A. DATOS CENSALES UTILIZADOS EN BASE A IPUMS

Tabla A11. Datos censales utilizados en base a IPUMS International.

| Países | Censos/ IPUMS | Fracción de muestra | Entidad productora de datos censales |
|-----------|---|---------------------|--|
| Argentina | National Population, Households, and Dwellings Census, 2001 | 0,10 | National Institute of Statistics and Censuses |
| | National Population, Households, and Dwellings Census, 2010 | | |
| Bolivia | National Census of Housing and Population 2001 | 0,10 | National Institute of Statistics |
| | National Census of Housing and Population 2012 | | |
| Brazil | XII Recenseamento Geral do Brasil. Censo Demográfico 2010. | 0,10 | Institute of Geography and Statistics |
| Chile | Fourth National Population Census, 1990 | 0,10 | National Institute of Statistics |
| | Fifth National Population Census, 2000 | | |
| Colombia | XVI National Population and V de Housing Census, 1993 | 0,10 | National Administrative Department of Statistics |
| | General Census 2005 (XVII of Population and Dwelling and VI of Housing). | | |
| Ecuador | VI Censo de Población y V de Vivienda, 2001 | 0,10 | National Institute of Statistics and Censuses |
| | VII Censo de Población y VI de Vivienda, 2010 | | |
| Mexico | Intercensal Survey 2015 | 0,10 | National Institute of Statistics, Geography, and Informatics |
| Paraguay | Censo Nacional de Población y Viviendas, 1992 | 0,10 | General Directorate of Statistics, Surveys, and Censuses |
| | Censo Nacional de Población y Viviendas, 2002; Censo Nacional Indígena de Población y Viviendas, 2002 | | |
| Peru | National Censuses: IX Population and IV Housing, Peru 1993 | 0,10 | National Institute of Statistics and Informatics |
| | National Censuses 2007: 11th Population Census and 6th Housing Census | | |
| Uruguay | Extended National Survey of Homes (ENHA) 2004 | 0,08 | National Institute of Statistics |
| | General Population Census VIII, Homes IV and Housing VI, 2011 | 0,10 | |

Fuente: Elaborado en base a datos de Minnesota Population Center (2020).

APÉNDICE B. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

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

| | Toda la muestra | | | Primer hijo niño | | | Primer hijo niña | | |
|---------------------------|-----------------|------------|---------|------------------|------------|---------|------------------|------------|---------|
| | Media | Error Est. | Obs. | Media | Error Est. | Obs. | Media | Error Est. | 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>Fertilidad:</i> | | | | | | | | | |
| Número de hijos | 2,282 | 1,313 | 405.840 | 2,285 | 1,319 | 206.321 | 2,278 | 1,307 | 199.519 |
| Mayo a 2 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 (2020).

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

| | Toda la muestra | | | Primer hijo niño | | | Primer hijo niña | | |
|-----------------------------------|-----------------|------------|---------|------------------|------------|--------|------------------|------------|--------|
| | Media | Error Est. | Obs. | Media | Error Est. | Obs. | Media | Error Est. | Obs. |
| Edad de la madre | 35,577 | 8,414 | 177.934 | 35,726 | 8,449 | 92.437 | 35,415 | 8,374 | 85.497 |
| Jefe de hogar | 0,139 | 0,346 | 177.934 | 0,138 | 0,345 | 92.437 | 0,141 | 0,348 | 85.497 |
| Lengua materna | 0,619 | 0,486 | 177.934 | 0,611 | 0,487 | 92.437 | 0,627 | 0,484 | 85.497 |
| Urbano | 0,240 | 0,427 | 177.917 | 0,240 | 0,427 | 92.433 | 0,240 | 0,427 | 85.484 |
| <i>Estado marital:</i> | | | | | | | | | |
| Casadas | 0,340 | 0,474 | 177.934 | 0,341 | 0,474 | 92.437 | 0,339 | 0,473 | 85.497 |
| Divorciadas | 0,003 | 0,056 | 177.934 | 0,003 | 0,054 | 92.437 | 0,003 | 0,058 | 85.497 |
| Solteras | 0,064 | 0,244 | 177.934 | 0,063 | 0,243 | 92.437 | 0,065 | 0,246 | 85.497 |
| <i>Nivel educativo:</i> | | | | | | | | | |
| Menor a primario | 0,226 | 0,418 | 177.918 | 0,232 | 0,422 | 92.434 | 0,220 | 0,415 | 85.484 |
| Primario completo | 0,132 | 0,338 | 177.918 | 0,134 | 0,341 | 92.434 | 0,130 | 0,336 | 85.484 |
| Secundario completo | 0,323 | 0,468 | 177.918 | 0,317 | 0,465 | 92.434 | 0,328 | 0,470 | 85.484 |
| Superior completo | 0,185 | 0,388 | 177.918 | 0,183 | 0,387 | 92.434 | 0,187 | 0,390 | 85.484 |
| No analfabetos | 0,561 | 0,496 | 40.276 | 0,559 | 0,497 | 21.424 | 0,563 | 0,496 | 18.852 |
| <i>Fertilidad:</i> | | | | | | | | | |
| Número de hijos | 2,063 | 1,188 | 177.934 | 2,077 | 1,201 | 92.437 | 2,047 | 1,173 | 85.497 |
| Mayor a 2 hijos | 0,607 | 0,488 | 177.934 | 0,612 | 0,487 | 92.437 | 0,602 | 0,490 | 85.497 |
| Mayor a 3 hijos | 0,276 | 0,447 | 177.934 | 0,278 | 0,448 | 92.437 | 0,273 | 0,445 | 85.497 |
| Mayor a 4 hijos | 0,112 | 0,315 | 177.934 | 0,115 | 0,319 | 92.437 | 0,109 | 0,311 | 85.497 |
| <i>Religión:</i> | | | | | | | | | |
| Cristianos | 0,725 | 0,447 | 177.934 | 0,723 | 0,447 | 92.437 | 0,726 | 0,446 | 85.497 |
| Otras religiones | 0,022 | 0,146 | 177.934 | 0,022 | 0,146 | 92.437 | 0,022 | 0,145 | 85.497 |
| Sin religión | 0,254 | 0,435 | 177.934 | 0,255 | 0,436 | 92.437 | 0,252 | 0,434 | 85.497 |
| <i>Oferta laboral e ingresos:</i> | | | | | | | | | |
| Horas de trabajo sem. | 29,171 | 24,934 | 177.934 | 28,973 | 24,769 | 92.437 | 29,386 | 25,110 | 85.497 |
| Empleo informal | 0,787 | 0,409 | 128.936 | 0,792 | 0,406 | 66.870 | 0,781 | 0,413 | 62.066 |
| Log ingreso laboral | 6,098 | 1,469 | 97.323 | 6,081 | 1,484 | 50.152 | 6,115 | 1,452 | 47.171 |
| Pobreza | 0,330 | 0,470 | 177.934 | 0,331 | 0,471 | 92.437 | 0,328 | 0,470 | 85.497 |
| <i>Categoría laboral:</i> | | | | | | | | | |
| Empleador | 0,037 | 0,189 | 94.073 | 0,038 | 0,190 | 48.508 | 0,037 | 0,188 | 45.565 |
| Autoempleados | 0,530 | 0,499 | 94.073 | 0,532 | 0,499 | 48.508 | 0,529 | 0,499 | 45.565 |
| Empleados | 0,283 | 0,451 | 94.073 | 0,282 | 0,450 | 48.508 | 0,284 | 0,451 | 45.565 |
| Obrero | 0,149 | 0,356 | 94.073 | 0,149 | 0,356 | 48.508 | 0,150 | 0,357 | 45.565 |
| <i>Categoría laboral:</i> | | | | | | | | | |
| 0 a 20 trabajadores | 0,832 | 0,374 | 138.081 | 0,834 | 0,372 | 71.768 | 0,829 | 0,377 | 66.313 |
| 21 a 50 trabajadores | 0,018 | 0,133 | 138.081 | 0,018 | 0,131 | 71.768 | 0,018 | 0,134 | 66.313 |
| 51 a 100 trabajadores | 0,010 | 0,099 | 138.081 | 0,010 | 0,098 | 71.768 | 0,010 | 0,100 | 66.313 |
| 101 a 500 trabajadores | 0,017 | 0,130 | 138.081 | 0,017 | 0,129 | 71.768 | 0,017 | 0,131 | 66.313 |
| Más de 500 trabajadores | 0,123 | 0,329 | 138.081 | 0,122 | 0,327 | 71.768 | 0,125 | 0,331 | 66.313 |

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

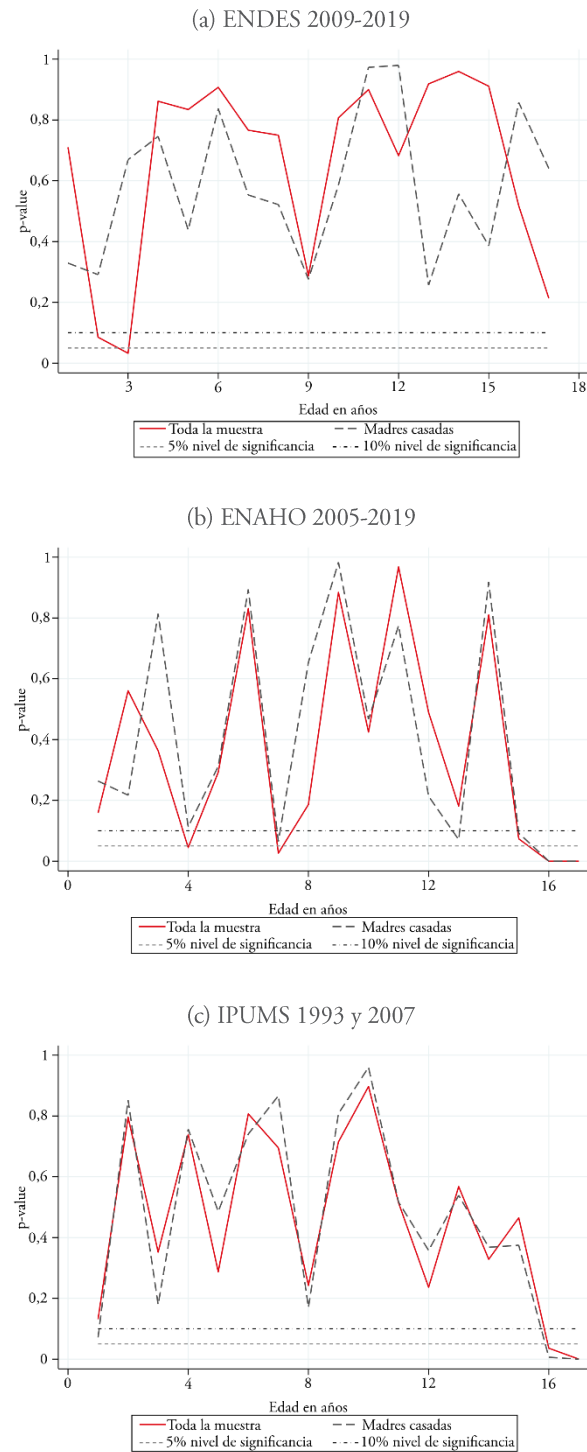
Tabla B14. Estadísticas descriptivas en base a IPUMS, América Latina.

| | ARG | | | BOL | | | BRA | | | CHI | | |
|-----------------------------|-------|------------|---------|-------|------------|---------|-------|------------|-----------|-------|------------|---------|
| | Media | Error Est. | Obs. | Media | Error Est. | Obs. | Media | Error Est. | Obs. | Media | Error Est. | Obs. |
| Edad de la madre | 34,29 | 7,53 | 642.517 | 33,67 | 8,00 | 139.584 | 34,15 | 7,52 | 1.785.785 | 34,16 | 7,17 | 253.271 |
| Jefe de hogar | 0,13 | 0,33 | 640.115 | 0,31 | 0,46 | 137.329 | 0,31 | 0,46 | 1.783.956 | 0,19 | 0,39 | 251.558 |
| <i>Estado marital:</i> | | | | | | | | | | | | |
| Casadas | 0,81 | 0,39 | 642.467 | 0,85 | 0,35 | 139.483 | 0,86 | 0,34 | 1.785.785 | 0,88 | 0,33 | 253.271 |
| Divorciadas | 0,05 | 0,22 | 642.467 | 0,03 | 0,18 | 139.483 | 0,11 | 0,31 | 1.785.785 | 0,04 | 0,20 | 253.271 |
| Solteras | 0,13 | 0,33 | 642.467 | 0,10 | 0,29 | 139.483 | 0,02 | 0,14 | 1.785.785 | 0,07 | 0,25 | 253.271 |
| <i>Nivel educativo:</i> | | | | | | | | | | | | |
| Menor a primario | 0,11 | 0,31 | 642.517 | 0,33 | 0,47 | 139.584 | 0,30 | 0,46 | 1.785.785 | 0,13 | 0,33 | 253.271 |
| Primario completo | 0,51 | 0,50 | 642.517 | 0,35 | 0,48 | 139.584 | 0,31 | 0,46 | 1.785.785 | 0,47 | 0,50 | 253.271 |
| Secundario completo | 0,32 | 0,47 | 642.517 | 0,25 | 0,43 | 139.584 | 0,29 | 0,45 | 1.785.785 | 0,37 | 0,48 | 253.271 |
| Superior completo | 0,06 | 0,24 | 642.517 | 0,07 | 0,25 | 139.584 | 0,10 | 0,30 | 1.785.785 | 0,04 | 0,20 | 253.271 |
| <i>Fertilidad:</i> | | | | | | | | | | | | |
| Número de hijos | 2,28 | 1,27 | 642.517 | 2,32 | 1,37 | 139.584 | 1,78 | 0,97 | 1.785.785 | 1,93 | 0,94 | 253.271 |
| Mayor a 2 hijos | 0,34 | 0,48 | 642.517 | 0,36 | 0,48 | 139.584 | 0,17 | 0,38 | 1.785.785 | 0,23 | 0,42 | 253.271 |
| Mayor a 3 hijos | 0,14 | 0,35 | 642.517 | 0,17 | 0,38 | 139.584 | 0,05 | 0,22 | 1.785.785 | 0,06 | 0,23 | 253.271 |
| Mayor a 4 hijos | 0,06 | 0,23 | 642.517 | 0,08 | 0,27 | 139.584 | 0,02 | 0,14 | 1.785.785 | 0,01 | 0,11 | 253.271 |
| <i>Género de los hijos:</i> | | | | | | | | | | | | |
| Primer hijo (1=niño) | 0,51 | 0,50 | 642.517 | 0,51 | 0,50 | 139.584 | 0,51 | 0,50 | 1.785.785 | 0,51 | 0,50 | 253.271 |
| Segundo hijo (1=niño) | 0,51 | 0,50 | 439.635 | 0,51 | 0,50 | 91.498 | 0,51 | 0,50 | 925.855 | 0,51 | 0,50 | 156.225 |
| Tercer hijo (1=niño) | 0,51 | 0,50 | 213.132 | 0,51 | 0,50 | 48.229 | 0,51 | 0,50 | 293.052 | 0,51 | 0,50 | 55.640 |
| <i>Edad de los hijos:</i> | | | | | | | | | | | | |
| Edad del primer hijo | 9,18 | 5,14 | 642.517 | 8,99 | 5,14 | 139.584 | 9,41 | 5,16 | 1.785.785 | 9,27 | 5,00 | 253.271 |
| Edad del segundo hijo | 7,42 | 4,47 | 439.635 | 7,12 | 4,43 | 91.498 | 7,37 | 4,46 | 925.855 | 6,91 | 4,33 | 156.225 |
| Edad del tercer hijo | 5,99 | 3,86 | 213.132 | 5,76 | 3,74 | 48.229 | 6,21 | 3,92 | 293.052 | 5,25 | 3,70 | 55.640 |
| <i>Ocupación laboral:</i> | | | | | | | | | | | | |
| Empleado | 0,41 | 0,49 | 641.448 | 0,55 | 0,50 | 139.057 | 0,54 | 0,50 | 1.785.785 | 0,29 | 0,46 | 253.271 |
| Desempleado | 0,09 | 0,29 | 641.448 | 0,01 | 0,10 | 139.057 | 0,09 | 0,29 | 1.785.785 | 0,03 | 0,16 | 253.271 |
| Inactivo | 0,50 | 0,50 | 641.448 | 0,44 | 0,50 | 139.057 | 0,37 | 0,48 | 1.785.785 | 0,68 | 0,47 | 253.271 |
| LFP | 0,50 | 0,50 | 641.448 | 0,56 | 0,50 | 139.057 | 0,63 | 0,48 | 1.785.785 | 0,32 | 0,47 | 253.271 |
| <i>Categoría laboral:</i> | | | | | | | | | | | | |
| Asalariados | 0,74 | 0,44 | 264.205 | 0,36 | 0,48 | 68.589 | 0,76 | 0,43 | 966.911 | 0,82 | 0,38 | 80.638 |
| Autoempleo | 0,20 | 0,40 | 264.205 | 0,60 | 0,49 | 68.589 | 0,21 | 0,41 | 966.911 | 0,17 | 0,37 | 80.638 |
| No remunerados | 0,05 | 0,23 | 264.205 | 0,03 | 0,17 | 68.589 | 0,02 | 0,15 | 966.911 | 0,01 | 0,12 | 80.638 |

Fuente: Elaborado en base a datos de Minnesota Population Center (2020).

APÉNDICE C. PRUEBA DE ASIGNACIÓN ALEATORIA (PERÚ)

Figura C1. Prueba conjunta del estadístico F



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

Tabla B15. Diferencias salariales de características laborales de la madre.

| | Total | Primogénito | Primogénita | Brecha |
|---------------------------|-------|-------------|-------------|--------|
| <i>Grupo etario</i> | | | | |
| Menor o igual 24 | 10,12 | 10,01 | 10,25 | -12,09 |
| 25-34 | 36,18 | 35,68 | 36,72 | 0,18 |
| 35-44 | 38,30 | 38,34 | 38,25 | -3,69 |
| 45-54 | 14,72 | 15,29 | 14,11 | -1,73 |
| 55-64 | 0,67 | 0,68 | 0,67 | -15,73 |
| <i>Nivel educativo</i> | | | | |
| Primario incompleto | 18,41 | 18,73 | 18,06 | 1,45 |
| Primario completo | 11,48 | 11,67 | 11,28 | 0,73 |
| Secundario incompleto | 13,04 | 13,05 | 13,03 | 0,93 |
| Secundario completo | 27,26 | 26,85 | 27,71 | 4,59 |
| Superior incompleto | 9,53 | 9,52 | 9,55 | 0,69 |
| Superior completo | 18,86 | 18,75 | 18,97 | -8,12 |
| Post grado | 1,42 | 1,43 | 1,41 | -1,24 |
| <i>Horas semanales</i> | | | | |
| Menos de 36 horas | 47,66 | 47,88 | 47,43 | -7,18 |
| 36-40 | 10,83 | 10,94 | 10,72 | 0,18 |
| 41-45 | 12,82 | 12,79 | 12,86 | -4,88 |
| 46-50 | 12,49 | 12,48 | 12,49 | 0,83 |
| Más de 50 | 16,20 | 15,91 | 16,51 | 0,48 |
| <i>Antigüedad laboral</i> | | | | |
| Menos de 5 años | 56,83 | 56,34 | 57,35 | -3,53 |
| De 6 a 10 años | 20,48 | 20,46 | 20,51 | -6,77 |
| De 11 a 20 años | 17,52 | 17,89 | 17,12 | -3,27 |
| De 21 a 30 años | 5,17 | 5,31 | 5,02 | 6,17 |
| <i>Estado civil</i> | | | | |
| Soltero | 26,47 | 26,37 | 26,58 | -0,03 |
| Casado | 73,53 | 73,63 | 73,42 | -0,02 |
| <i>Región</i> | | | | |
| Costa norte | 14,99 | 14,93 | 15,06 | -1,23 |
| Costa sur | 6,87 | 6,64 | 7,11 | 2,70 |
| Sierra norte | 2,17 | 2,15 | 2,19 | -4,75 |
| Sierra centro | 6,78 | 6,91 | 6,65 | -5,91 |
| Sierra sur | 12,36 | 12,32 | 12,40 | 0,77 |
| Selva | 13,32 | 13,37 | 13,27 | 0,64 |
| Lima metropolitana | 13,13 | 13,57 | 12,66 | 5,63 |

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

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 $\mathbb{E}(Y_i^\tau | X_i)$, es decir, estimamos el efecto del sexo del primer hijo en la distribución condicional. Los coeficientes de regresión por cuantiles condicionales resuelven el siguiente problema de optimización:

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

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.

$$\hat{\beta}(\tau) = \operatorname{argmin}_{\theta \in R^k} \sum \rho_\tau(y_i - x_i'b) \quad (6)$$

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).

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. Es decir, la esperanza del cuantil τ -ésimo no es el cuantil τ -ésimo, es decir $Q_\tau(Y) \neq Q_\tau(Y|X)$. Tampoco aplicar un promedio es útil $\mathbb{E}[Q_\tau(Y|X)] = \mathbb{E}(X)\beta(\tau) \neq Q_\tau(Y)$. Lo que proponen Firpo et al. (2009), es considerar un movimiento en el vector de las X , como una traslación horizontal. La distribución de X movida consiste en hacer $X + t$, donde t es un vector de constantes:

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

Donde $\alpha(\tau)$ 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 . 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 qué tan sensible es el indicador al contaminar la distribución en un punto cualquiera, 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 δ_y . Donde δ_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 τ -ésimo: $\mathbb{E}[IF(Y, q_\tau)] = 0$. La RIF (Recentered Influence Function por sus siglas en inglés) tiene la siguiente estructura:

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

Las variables de resultados se vuelven a centrar para que se agreguen nuevamente en la distribución general de Y . De esta manera, se logra armar la RIF. En consecuencia, el lado izquierdo de la ecuación (3) se convierte en $RIF[W]$. 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 $T(F) = \mathbb{E}\{\mathbb{E}[RIF(Y, T)|X]\}$. Firpo et al. (2009) 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:

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

La RIF se regresa a las variables explicativas utilizando MCO u otras especificaciones. Firpo et al. (2009) comparan 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: $\Pr(D_i = 1|X = x_i) = x_i' \beta$.

APÉNDICE E. RESULTADOS LABORALES ADICIONALES EN PERÚ

Tabla E16. Efectos del sexo del primer hijo en los resultados laborales de la madre, ENAHO 2005

| Variables dependientes | Oferta Laboral | | | | | Condición de Empleo | | | |
|---------------------------------|----------------|---------------|---------------|--------------|------------|---------------------|---------------|------------------|---------------|
| | Empleo | | Horas Trabaj. | | Ing. Lab. | Empleo Informal | | Empleo no remun. | |
| | OLS (1) | Probit (2) | OLS (3) | Tobit (4) | OLS (5) | OLS (6) | Probit (7) | OLS (8) | Probit (9) |
| Género del primer hijo (1=niño) | -0,006*** | -0,006*** | -0,560*** | -0,666*** | -0,024*** | 0,006*** | 0,006*** | 0,006*** | 0,007*** |
| Err. Est. | (0,0020) | (0,0021) | (0,116) | (0,149) | (0,0082) | (0,0018) | (0,0019) | (0,0021) | (0,0022) |
| ¿Controles? | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí |
| Línea de base: primera niña | 0,726 | 0,726 | 29,388 | 25,205 | 6,115 | 0,781 | 0,783 | 0,232 | 0,232 |
| Efecto porcentual (%) | -0,821 | -0,86 | -1,905 | -2,221 | -0,394 | 0,73 | 0,802 | 2,687 | 2,855 |
| R ² | 0,064 | 0,055 | 0,037 | 0,004 | 0,239 | 0,368 | 0,358 | 0,200 | 0,204 |
| Estadístico F | 434,0 | | 260,7 | | 1121,0 | 2050,7 | | 1168,4 | |
| Observaciones | 177.915 | 177.915 | 177.915 | 177.915 | 97.312 | 128.923 | 128.923 | 128.923 | 128.923 |

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. Nivel de significancia *** p<0,01, **p<0,05, * p<0,10.

Tabla E17. Efectos del sexo del primer hijo en los resultados laborales de la madre, IPUMS 2005

| Variables dependientes | Empleo | | LFP | | Desempleo | | Independientes | | Empleo no remun. | |
|---------------------------------|-----------|-----------|------------|------------|-----------|---------|----------------|----------|------------------|----------|
| | OLS | Probit | OLS | Tobit | OLS | Probit | OLS | Probit | OLS | Probit |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
| Género del primer hijo (1=niño) | -0,005*** | -0,005*** | -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? | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí |
| Línea de base: primera 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 ² | 0,0852 | | 0,0854 | | 0,001 | | 0,05 | | 0,105 | |
| Estadístico F | 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 robustos entre paréntesis. Nivel de significancia *** p<0,01, **p<0,05, * p<0,10.