

FERTILIDAD Y RESULTADOS LABORALES: UNA EVIDENCIA CAUSAL PARA BOLIVIA

FERTILITY AND LABOR OUTCOMES: A CAUSAL EVIDENCE FOR BOLIVIA

EDISON CHOQUE SANCHEZ*

Universidad Mayor de San Andrés

Resumen

Se utilizan dos modelos econométricos de variable instrumental para estimar el efecto causal de un incremento marginal del número de hijos en los resultados laborales femeninos. Según el modelo 2, el efecto causal negativo de la fertilidad respecto de la probabilidad de trabajar no cambia considerablemente entre 2001 (12%) y 2012 (13%), cuyos resultados son similares al estimado por el modelo 1 para 2016 (14%). Asimismo, la fertilidad causa que la probabilidad de trabajar a tiempo parcial aumente en 38% y que el nivel de ingresos reales reduzca en Bs. 227 y Bs. 326 según los cuantiles 0,5 y 0,8, respectivamente, para 2012.

Palabras clave: *Variable instrumental, fertilidad, causalidad, resultados laborales.*

Clasificación JEL: *J13, J22, J46, J82.*

* Economista investigador, Universidad Mayor de San Andrés, La Paz-Bolivia. Enviar comentarios a edison.choque.sanchez@gmail.com

Manifiesto mi agradecimiento y respeto personal a las siguientes personas que colaboraron para la culminación del estudio. Primero, para el Dr. Gustavo Machicado, Director de la carrera de Economía de la Universidad Católica Boliviana (UCB), por la acertada orientación y comentarios al borrador del documento. Segundo, para Jose Miguel Molina, estudiante de maestría en la Universidad de Harvard, por sus primeros comentarios en la formulación de mi pregunta de investigación. Finalmente, para los árbitros de la *Revista de Análisis Económico* por sus observaciones.

Abstract

Two econometric models with instrumental variable are used to estimate the causal effect of a marginal increase in the number of sons on female labor outcomes. According to model 2, the negative causal effect of fertility on the probability of working does not change significantly between 2001 (12%) and 2012 (13%), whose results are like that estimated by model 1 for 2016 (14%). Likewise, fertility causes the probability of working part-time to increase by 38% and the level of real income to decrease by Bs. 227 and Bs. 326 according to the 0.5 and 0.8 quantiles respectively for 2012.

Keywords: *Instrumental variable, fertility, causality, labor results.*

JEL Classification: *J13, J22, J46, J82.*

1. INTRODUCCION

La histórica transición de la fertilidad jugó un rol importante en las economías modernas. Este proceso significó una caída en la tasa de fertilidad en Europa y América del Norte a finales del siglo XIX y comienzos del siglo XX. Dicho fenómeno fue fundamental para entender el crecimiento económico a largo plazo de los países. Asimismo, la revolución industrial y los cambios tecnológicos provocaron que las trabajadoras mujeres rezaguen el matrimonio y la fertilidad, pues los salarios reales iniciaron un repunte a partir de la segunda mitad del siglo XIX (Guinnane, 2011, p. 597).

Posterior a la Segunda Guerra Mundial, en 1945, el crecimiento acelerado de la población se convirtió en un problema a nivel global. En la década de los 50 y 60 se plantea la hipótesis de una relación directa entre incrementos de la fertilidad y los niveles de pobreza, analfabetismo, migración e inestabilidad política (Felitti, 2008). De este modo, los países desarrollados deciden intervenir en el control del crecimiento poblacional en los países del tercer mundo.

En 1965, en el vigésimo aniversario de las Naciones Unidas, el Presidente de Estados Unidos Lyndon B. Johnson destacó los beneficios de gastar 5 dólares en control de la población frente a 100 dólares que deberían invertirse en crecimiento económico (Stycos, 1967). Con esto, quedaba claro que las intenciones del primer mundo para el control de la natalidad formaban parte de una agenda mundial.

Por ejemplo, esta agenda se concretó en Perú entre 1996 y 2000. Con el apoyo financiero de Estados Unidos, el presidente de Perú A. Fujimori implementó una política de planificación antinatalista. "...esta política se enfocó en disminuir los nacimientos de las familias más pobres que, en un país segregacionista como el Perú, se encontraban entre las personas indígenas, quienes históricamente han venido sufriendo la discriminación del Estado a través de sus políticas públicas" (Serra, 2019, p. 2).

Los hechos socioeconómicos e históricos descritos anteriormente muestran la relación de dos variables de interés para los hacedores de política pública: fertilidad e indicadores del mercado laboral. Estos hechos asumen una correlación negativa, sin embargo, esto no permite evaluar el efecto causal entre ambas variables. El efecto causal estudia cómo una variación exógena de la fertilidad afecta a los resultados laborales. Debido a que en la práctica no se pueden realizar experimentos controlados que asignen aleatoriamente los hijos, la literatura económica propone utilizar metodologías que instrumentalizan a la fertilidad y permiten medir su impacto en las variables del mercado laboral. De este modo, la motivación principal del artículo es metodológico porque busca encontrar causalidad entre un fenómeno social, como es la fertilidad, y los resultados laborales femeninos.

De este modo, se utilizan dos modelos econométricos de variables instrumentales que permiten evaluar el efecto causal de la fertilidad en los resultados laborales. El primero es propuesto por Agüero y Marks (2011) que utiliza el **shock de infertilidad** como instrumento y, el segundo, es propuesto por Angrist y Evans (1998) que proponen a la **composición del sexo de los dos primeros hijos** como instrumento. Ambos estiman el efecto causal de un incremento marginal del número de hijos en el desempeño de la mujer en el mercado laboral¹.

Por un lado, el modelo 1 estima el impacto de la fertilidad respecto de la probabilidad de trabajar. Un estudio de datos agrupados para 26 países en desarrollo, donde se incluye a Bolivia, muestra la aplicación de este modelo. Se utilizan Encuestas de Demografía y Salud entre 1994 y 1999 originadas en cada país en coordinación con USAID (Agencia de Estados Unidos para el Desarrollo Internacional). Debido a que no se cuenta con estimaciones actualizadas para Bolivia, el artículo utiliza la Encuesta de Demografía y Salud (EDSA 2016) provista por el Instituto Nacional de Estadística (INE)².

Por otro lado, el modelo 2 evalúa el impacto de la fertilidad en los siguientes resultados laborales: empleo, jornada laboral y nivel de ingresos reales. Al respecto, Cruces y Galinai (2007) utilizan este modelo para determinar el impacto de la fertilidad en dos países. Ellos encuentran un impacto negativo de la fertilidad en la oferta laboral femenina para Argentina (censo 1991) y México (censo 2000). En concreto, este modelo se denomina casi saturado con regresores endógenos propuesto por Abadie (2000)³ y es aplicado por primera vez a Bolivia⁴. Para esto se utiliza el censo de población 2001 y 2012, las encuestas de Mejoramiento de Condiciones de Vida (MECOVI)

¹ Se advierte que se usan los conceptos: impacto y efecto causal como similares en el artículo.

² El modelo 1 utiliza el método generalizado de momentos (GMM) para la estimación de los parámetros.

³ Abadie (2000) introduce una estimación causal – IV como la mejor aproximación lineal a la función de expectativa condicional (CEF) que, a pasar de usar un modelo saturado, suele presentar no linealidades. De este modo, se estima el efecto promedio del tratamiento.

⁴ El modelo 2 fue utilizado por Tortarolo (2015) para 14 países latinoamericanos, donde se incluye a Bolivia. Sin embargo, no se encontraron impactos estadísticamente significativos en la oferta de trabajo femenina. Este resultado posiblemente se deba a que el modelo no utiliza el método de estimación propuesto por Abadie (2000).

2000 y 2001; y las Encuestas de Hogares (EH) 2011 y 2012 provistas por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE)⁵.

En síntesis, el estudio ofrece una evaluación del efecto causal de la fertilidad en los resultados laborales femeninos comparando metodologías de estimación y bases de datos de sección cruzada para Bolivia. Asimismo, se estudian los posibles mecanismos que conducen a estos impactos tomando en cuenta las distintas características de la mujer, como ser: edad, convivencia con una pareja, región de residencia, etnia, entre otros.

Luego de esta introducción, en la sección 2 se exponen los estudios empíricos acerca de la relación entre la fertilidad y los resultados laborales para América Latina y Bolivia, donde se destacan los estudios que instrumentalizan la variable endógena de la fertilidad. Posteriormente, la sección 3 presenta la estrategia empírica, donde se presentan dos modelos econométricos y la sección 4 realiza una descripción de los datos para ambos modelos. Los resultados se presentan en la sección 5. Finalmente, la sección 6 destaca las principales conclusiones.

2. REVISION DE LA LITERATURA

En 1973, el *Journal of Economic Policy* en Estados Unidos lanzó un número especial dedicado al análisis económico de la fertilidad. El interés principal era encontrar una relación causal entre el número de hijos y algunas variables resultado de los niños como la educación, salud, entre otros. De estos estudios surgió el modelo QQ compensación o modelo Calidad y Cantidad de niños (Becker y Lewis, 1973).

Posteriormente, la literatura económica paso a explicar la relación causal entre fertilidad y algunos resultados laborales de los padres como ser: la oferta laboral, los ingresos, las horas trabajadas y el tipo de empleo. Sin embargo, en sus inicios hubo problemas con las estimaciones. R. Willis (1987) argumenta que ha sido difícil encontrar suficientes variables exógenas bien medidas para permitir que existan relaciones de causa y efecto entre variables, como el retraso en el matrimonio, disminución en la maternidad, el aumento del divorcio y el aumento de la oferta laboral femenina.

Las dudas en las interpretaciones causales entre la fertilidad y la oferta laboral fueron temas de discusión. Esto porque teóricamente existen argumentos para establecer que ambas variables están conjuntamente determinadas y, por tanto, deberían existir mejores metodologías para establecer relaciones causales confiables (Goldin, 1990). Este problema en econometría se denomina endogeneidad⁶.

⁵ De este modo, se abarcan indicadores del mercado laboral adicionales al empleo y se muestran resultados por áreas geográficas y tipo de empleo (formal e informal).

⁶ Este problema econométrico también se presenta cuando se intenta medir el costo monetario de criar a los hijos. Esto porque existe una determinación conjunta entre el nivel de ingresos (gastos) y el número de hijos en el hogar. Sin embargo, Choque E. *et al.* (2021) realizan un interesante cálculo de este costo

Connelly *et al.* (2006) explican el problema de la endogeneidad de forma más sencilla. El autor establece que las expectativas del empleo futuro pueden afectar la fertilidad actual y del mismo modo se puede esperar que la fertilidad pasada pueda afectar el empleo actual. La solución a este problema utiliza una variable instrumental que permite capturar la variación exógena de la fertilidad, para luego determinar un efecto causal en los resultados laborales.

Según Lundborg, Plug y Rasmussen (2017), existen dos enfoques distintos para evaluar el impacto de la fertilidad en los resultados laborales. Estos son el amplio margen de fertilidad (AMF) y el margen de fertilidad intensivo (MFI). El primero evalúa el impacto de los niños comparando la situación de padres que tienen hijos y los que no tienen hijos; el segundo evalúa el impacto de un niño adicional en el grupo de padres que ya tienen niños.

Evaluar empíricamente el primer caso significaría asignar aleatoriamente hijos (niños) a algunos padres y otros no, para luego determinar si existe un efecto causal en los resultados laborales. A causa de que este caso tiene dificultades en su aplicación, la literatura ha estudiado este primer caso a partir de un experimento natural cuando un grupo de mujeres sin hijos accede a un tratamiento de fertilización *in vitro*. Los casos de éxito son comparados con los casos de fracaso previamente controlando sus características antes del tratamiento. Dicha comparación permite evaluar el impacto del primer hijo en los resultados laborales a lo largo del tiempo (Lundborg, Plug y Rasmussen, 2017).

Adicionalmente, existen dos trabajos pioneros que estudian el impacto del primer hijo en los resultados laborales por medio de métodos longitudinales. El primero es realizado para 29 países en Europa por Berniell *et al.* (2020). En este trabajo se evidencia que la llegada del primer hijo altera sustancialmente la adopción de modos alternativos de empleo. Al respecto, estos empleos están caracterizados por jornadas parciales, autoempleos y salarios bajos. Se evidencia que los efectos de la fertilidad son desiguales para la madre y el padre, porque estos últimos no muestran cambios en indicadores del mercado laboral. Además de experimentar más cambios en el mercado laboral, las mujeres son las que menos capacidad empresarial desarrollan después del primer hijo cuando eligen ser autoempleadas (Berniell *et al.*, 2020).

Segundo, Berniell *et al.* (2020). El estudio utiliza datos longitudinales de la encuesta de protección social que realiza el Ministerio de Trabajo y Protección Social de Chile. Los resultados evidencian que ser madre implica una caída en la participación de la fuerza laboral, las horas trabajadas y los ingresos laborales. También se muestra que los padres no se ven afectados por el fenómeno de la presencia de niños en el hogar. Asimismo, la informalidad crece en 38% en aquel grupo de mujeres trabajadoras que tienen a su primer hijo.

para hogares monoparentales en Bolivia que merece tomarse en cuenta. En efecto, los autores ofrecen una metodología que combina el enfoque marginal y per cápita-promedio para determinar este costo.

Los autores argumentan que los empleos informales ofrecen jornadas laborales flexibles y permiten un mejor equilibrio entre el trabajo y la familia. Si no hubiera empleos informales, el desempleo sería más alto, señala el artículo. Asimismo, se destaca que los efectos de la fertilidad son menores para el segmento de mujeres con educación superior (Berniell *et al.*, 2020).

El resultado que más llama la atención tiene que ver con el efecto persistente en el tiempo. La misma hace referencia a que el primer nacimiento provoca una caída en la fuerza laboral femenina durante 10 años. En promedio, se evidencia que el primer hijo provoca una reducción del empleo femenino (22%), las horas trabajadas (4%) y el ingreso laboral (28%) durante la primera década (Berniell *et al.*, 2020).

En vistas de que se carece de información longitudinal en Bolivia, más adelante se exponen las metodologías correspondientes al caso MFI con bases de datos de sección cruzada. Estas se diferencian por el tipo de instrumento que se utilizan. Estos instrumentos son válidos porque están correlacionados con el número de hijos y no tienen relación con variables inobservables que afectan a las variables resultado, como ser: el ingreso laboral o el empleo⁷.

Agüero y Marks (2011) proponen el instrumento de la infertilidad como un *shock* exógeno que está correlacionado con el número de hijos y no está correlacionado con variables inobservables que explican el ingreso y la oferta laboral. Ellos usan las Encuestas de Demografía y Salud entre 1994 y 1999 para países en desarrollo. El resultado clave del estudio muestra que no existe un impacto de los niños en la oferta laboral femenina para Argentina.

Aaronson *et al.* (2021); Connelly *et al.* (2006); Angrist y Evans (1998 y 1996) proponen dos instrumentos, que son: mellizos en el primer embarazo y mismo sexo de los dos primeros hijos. El primero evalúa el impacto del segundo hijo en los resultados laborales, donde se asume que la asignación de un segundo hijo es aleatoria. El segundo calcula el impacto del tercer hijo o más de dos hijos en relación con los resultados laborales. Al respecto, se asume que el sexo de los dos primeros es aleatorio y esto provoca que los padres decidan tener un tercer hijo.

Angrist (2001) usando el censo de 1980 para Estados Unidos y el instrumento mellizo en el segundo embarazo muestra que el efecto causal del tercer hijo en el empleo es negativo igual al 8,8% para un modelo no lineal y lineal en dos etapas. El autor señala que una estimación estructural tiende a mostrar efectos más grandes en comparación a estimaciones no estructurales. Asimismo, se muestra que la fertilidad cambia la distribución de horas trabajadas incrementando la probabilidad de no participar en el mercado laboral y disminuyendo la probabilidad de trabajar a tiempo completo.

Cáceres (2012) realiza un estudio utilizando una base de datos de sección cruzada para 40 países en desarrollo. Los autores encuentran que el impacto de un *shock* de fertilidad (múltiples nacimientos) provoca una caída del empleo y altos grados de

⁷ Este criterio es conocido en econometría como condición de exogeneidad.

informalidad como empleos no remunerados y ocasionales. Asimismo, se observa que no existen impactos en el segmento de mujeres con bajas habilidades y empleos propios.

Para Colombia, controlando por efectos fijos y variables no observables en la muestra entre 2005 y 2010, Badillo *et al.* (2019) encuentran un impacto negativo del segundo hijo en el empleo de la mujer mediante el instrumento mellizos en el primer embarazo. Este impacto es igual al 18% y es más alto si se controla por efectos fijos.

En otro trabajo se muestra que utilizando el instrumento de múltiples nacimientos existe un impacto positivo del segundo hijo en el ingreso laboral de la mujer, el ingreso per cápita y el ingreso del total del hogar para Uruguay. Estos efectos son iguales al 20%, 11% y 25%, respectivamente (Cabrera, 2011).

Aaronson *et al.* (2021) muestran evidencia de los impactos de la fertilidad en el empleo de la mujer para varios países del mundo clasificados por ingresos bajos, medios y altos. El periodo de estudio es equivalente a dos siglos y se utilizaron censos agrupados y Encuestas de Demografía y Salud agrupados. El estudio utiliza el instrumento mellizo en el segundo embarazo y sexos mixtos de los dos primeros nacimientos. Los resultados claves del estudio son: primero, el impacto de la fertilidad en la oferta laboral femenina es pequeño en países de ingresos bajos y altamente negativo en países de ingresos altos; segundo, estos efectos causales son consistentes por medio de los datos de sección cruzada y la serie histórica para los países de forma individual; de igual forma estos resultados son consistentes para distintos grupos demográficos y niveles de educación.

Este último estudio considera a Bolivia como país de ingresos bajos y muestra estimaciones para los instrumentos mellizos en el segundo nacimiento y mismo sexo de los dos primeros hijos. Este estudio utiliza el censo de 1992⁸ y la Encuesta de Demografía y Salud de 1994. Utilizando el instrumento mellizo, los resultados para la segunda etapa son negativos, pero no estadísticamente significativos. Si se utiliza el segundo instrumento, los resultados de la segunda etapa son positivos, pero carecen de significancia estadística (Aaronson *et al.*, 2021, p. 54).

Asimismo, Cruces y Galiani (2007) muestran evidencia para México y Argentina utilizando los censos para el 2000 y 1991, respectivamente⁹. Ellos utilizan el instrumento **mismo sexo** de los dos primeros hijos y estiman el efecto causal de más de dos hijos en la oferta laboral femenina. Los resultados estadísticamente significativos muestran que la presencia de más de dos hijos provoca que la oferta laboral femenina reduzca en 8% y 9% para todas las mujeres y el subgrupo de mujeres casadas en Argentina, respectivamente. Se encontraron resultados estadísticamente significativos similares

⁸ Base de datos que contiene información individual extraída del proyecto IPUMS-I (Integrated Public Use Microdata Series).

⁹ Ambas bases de datos fueron extraídas de las oficinas nacionales de estadística en cada país. Debido a que existen restricciones de acceso a la base de datos completa de los censos, el estudio usa un porcentaje de los mismos. Estos porcentajes son el 50% para Argentina y el 10% para México.

para México, la oferta laboral femenina reduce en 6% y 8% para todas las mujeres y el subgrupo de mujeres casadas, respectivamente.

Finalmente, Tortarolo (2015) estudia la causalidad de la fertilidad y la oferta laboral femenina para países latinoamericanos y Estados Unidos. Para Bolivia se utilizó la información del censo para 1976, 1992 y 2001. En general, los resultados para casi todos países son pequeños y carecen de significancia estadística y para Bolivia se encontraron efectos pequeños y cercanos a cero con intervalos de confianza al 90% para 1976, 1992 y 2001¹⁰.

3. ESTRATEGIA EMPIRICA

Se utilizan dos modelos econométricos para evaluar el efecto causal de la fertilidad en los resultados laborales femeninos. Primero, siguiendo a Agüero y Marks (2011), se usa un modelo de variables instrumentales, donde el instrumento se define como el **shock de infertilidad** que aproxima una variación exógena del tamaño del hogar. Segundo, se aplica un modelo casi saturado con regresores endógenos que utiliza el instrumento: **composición del sexo de los dos primeros hijos**. Más adelante se detallan estos modelos econométricos utilizando el instrumental matemático y estadístico.

3.1. Modelo 1: Regresión de variables instrumentales (2SLS)

Para evaluar el efecto causal de la fertilidad en la probabilidad de trabajar de la mujer se utiliza el *shock* de infertilidad como instrumento del número de hijos en el hogar. Este modelo aplica el método generalizado de momentos (GMM) para la estimación de los parámetros. De este modo, se sigue la siguiente notación econométrica:

$$K_i = \theta_1 \text{Infertilidad} + u_i \quad (1)$$

$$PLF_i = \alpha + \beta K_i + \gamma_i \text{Edad}_{ji} + X_i \delta + e_i \quad (2)$$

Donde, PLF_i es la variable binaria de ocupación de la i -ésima observación (1 si trabajó la semana pasada y 0 en otro caso). K_i es el número de niños menores a 18 años y $Edad_{ji}$ es la edad de la mujer. Asimismo, X_i es el conjunto de variables de control y e_i y u_i son los errores estocásticos. El instrumento es la infertilidad que es una variable dicotómica (1 si la mujer es infértil y 0 en otro caso). Por último α , β , γ_i , δ , θ_1 son los parámetros para estimar.

¹⁰ Los trabajos descritos hasta aquí toman en cuenta a hijos entre 0 y 18 años y bases de datos de corte transversal. Además, que la muestra comprende a mujeres entre 20 y 35 años o 20 y 44 años, dependiendo el estudio. Existen controles por edad, educación, residencia, entre otras variables.

Se clasifica a la mujer como ocupada si responde que trabajó por lo menos una hora en la semana de referencia. Además, el número de hijos en el hogar residen en el hogar y están vivos en el momento de la encuesta. Asimismo, la infertilidad de las mujeres es reportada y se define de dos maneras. La primera es cuando la mujer contesta que la razón por la que no usa preservativos es porque se declara como infértil o subfétil (infertilidad 1). Segundo, cuando la mujer contesta que no puede tener más hijos cuando se le pregunta acerca del deseo de tener más hijos en el futuro (infertilidad 2).

Para evaluar la robustez del modelo propuesto se requiere verificar dos condiciones. La primera es la condición de relevancia y, la segunda, es la condición de exogeneidad. El primero significa que la esperanza entre el instrumento y la variable endógena es distinta de cero. La segunda establece que la esperanza entre el instrumento y el error de la ecuación principal es cero. Es decir, el instrumento solo tiene efecto en la variable endógena, pero carece de una relación con variables no observables que afectan a la variable dependiente.

Con el objetivo de probar el criterio de relevancia del instrumento, se procede a calcular la prueba de Montiel-Pflueger (2015) para instrumentos débiles. Respecto del criterio de exogeneidad, se utiliza la prueba de sobreidentificación de Hansen (1982) que utiliza las variables: infertilidad 1 e infertilidad 2. Al respecto, si se rechaza la hipótesis nula o si el p-valor de la prueba de Hansen es mayor al 1% o 5%, significa que los instrumentos utilizados son válidos.

3.2. Modelo 2: Modelo casi saturado con regresores endógenos ficticios

El análisis empírico para este modelo intenta capturar el efecto causal del incremento de la familia en los resultados laborales. Se define al indicador D_i igual a 1 si la mujer tiene más de dos hijos (asignación del tratamiento) y 0 en otro caso (ausencia de tratamiento). Se denota a Y_{1i} como el resultado¹¹ de la mujer i cuando tiene más de dos hijos y Y_{0i} cuando tiene dos hijos. Entonces, el impacto de la fertilidad¹² para la mujer i es $Y_i = D_i * Y_{1i} + (1 - D_i) * Y_{0i}$. Si la fertilidad es asignada aleatoriamente, entonces la diferencia de la media de los resultados entre las mujeres tratadas y no tratadas refleja el efecto promedio del tratamiento, considerando que ambos grupos son comparables y tienen similares resultados potenciales independientemente de la asignación del tratamiento (Tortarolo, 2015).

No obstante, el número de niños está endógenamente determinada. Esto porque los años de educación y el nivel de ingresos potenciales afectan las decisiones acerca de la maternidad. Además, existen otros factores inobservables que afectan las decisiones de la fertilidad y el mercado laboral. Entonces, las preferencias de

¹¹ El resultado puede ser: tasa de ocupación, ingreso laboral y horas trabajadas a la semana.

¹² El artículo asume que la fertilidad es equivalente a la presencia de más de dos hijos en el hogar. Asimismo, este hecho significa un incremento de la tasa de fertilidad de los hogares, ya que la base de comparación son mujeres con dos hijos solamente.

fertilidad están correlacionadas con aquellas que afectan los resultados laborales. De este modo, comparar ambos grupos confunde el efecto del tratamiento porque existen diferencias entre los grupos.

De este modo, se utiliza un instrumento que indirectamente afecte el número de niños, mientras se mantienen constantes otros determinantes de las variables resultado. Siguiendo a Angrist y Evans (1998), se utiliza a la preferencia en el sexo de los hijos de los padres como instrumento. La estrategia busca comparar padres que tienen hijos con diferente sexo con padres que tienen hijos del mismo sexo, donde se entiende que este último grupo tiene más probabilidades de tener un tercer hijo porque el sexo balanceado de los hijos en el hogar es preferible. A causa de que el sexo de los hijos está aleatoriamente asignado para ambos grupos, se obtiene una variación exógena del tamaño del hogar a partir de esta metodología.

Sea Z_i que asume el valor 1 si los dos primeros hijos tienen el mismo sexo y es igual a 0 en otro caso. De este modo, se usa una asignación casi aleatoria de la composición de los sexos para estimar el efecto causal del incremento del tamaño del hogar en los resultados laborales. Para esto se estima el siguiente modelo econométrico (Tortarolo, 2015).

$$D_i = \gamma Z_i + X_i' \theta + u_i \quad (3)$$

$$Y_i = B_i D_i + X_i' \delta + e_i \quad (4)$$

Donde Y_i , D_i y Z_i se definen como se explicó anteriormente y X_i representa a las variables de control en ambas ecuaciones, donde se incluyen al sexo del primer y segundo hijo.

Para estimar las ecuaciones 3 y 4 se aplica el modelo casi saturado de regresores endógenos ficticios propuesto por Abadie (2000)¹³. Este procedimiento es utilizado para estimar los parámetros de los modelos de variables instrumentales cuando el regresor endógeno es binario. Además, existe la posibilidad de que la variable dependiente también sea binaria. De este modo, este modelo permite una determinación conjunta de los resultados y el estado del tratamiento o de las variables omitidas relacionadas tanto con el estado del tratamiento como con los resultados (Angrist, 2001).

Adicionalmente, cuando se utiliza una variable endógena binaria, el modelo econométrico parece mostrar más problemas para su estimación. Estos se pueden resumir en dos. Primero, ya que la variable endógena es binaria, será necesario una estimación no lineal en la primera etapa. Segundo, puede que el resultado de interés (variable dependiente) también sea una variable binaria. Sin embargo, mediante una estimación semiparamétrica propuesto por Abadie (2000) y utilizado por Angrist

¹³ El trabajo consultado es: Abadie, A. (2000). *Semiparametric estimation of instrumental variable models for causal effects*.

(2001), se estiman los impactos de la fertilidad lineales y no lineales en la segunda etapa que consideran una variable dependiente binaria y continua¹⁴. Este método de estimación no solamente es aplicado en la media, sino también en la distribución cuantílica para el caso de variables dependientes continuas.

Finalmente, las pruebas de robustez del modelo toman en cuenta a la prueba de Montiel-Pflueger (2015) para instrumentos débiles y a la prueba de sobreidentificación de Hansen (1982). El primero muestra la correlación del instrumento con la variable endógena y, el segundo, representa la condición de exogeneidad del instrumento. Para este último se utilizan los siguientes instrumentos: el sexo del primer y segundo hijo.

4. LOS DATOS

4.1. Modelo 1: Estadísticos descriptivos

Se utiliza la Encuesta de Demografía y Salud (EDSA 2016), cuyo objetivo principal es proporcionar información para evaluar políticas de salud pública y establecer una línea base para las nuevas estrategias, planes y programas a nivel nacional. Uno de sus objetivos específicos señala que se estiman la tasa de fecundidad y la mortalidad infantil para ajustar las proyecciones de población.

Además, esta encuesta contiene información del historial de nacimientos y antecedentes de la población femenina. Asimismo, ofrece información acerca de las características del hogar como el nivel educativo, residencia, edad, nivel de pobreza municipal, participación en el mercado laboral, entre otros.

La selección de la muestra corresponde a mujeres entre 18 y 44 años sin hijos o que tengan hijos menores a 18 años viviendo en el hogar. Se eliminan a hijos fallecidos y que viven fuera del hogar. Asimismo, se eliminan a las mujeres que son estudiantes y quienes no tuvieron un encuentro sexual nunca. Por último, se eliminan a mujeres que tuvieron su primer hijo cuando eran menores de edad, es decir, menores a los 18 años.

En la Tabla 1 se muestran los estadísticos descriptivos de las variables que se utilizan en el modelo econométrico. Según la base de datos de EDSA 2016, la tasa de ocupación femenina cae a medida que el número de hijos aumenta. Es decir, se observa que el 76% de las mujeres sin hijos trabajó la semana pasada, este porcentaje es igual al 63% y 49% para los subgrupos de mujeres con 1-2 hijos o más de 4 hijos, respectivamente.

Adicionalmente, el 68% de las mujeres sin hijos tienen pareja, este porcentaje aumenta para los subgrupos que tienen hijos. Sin embargo, se advierte que el 15% de las mujeres con 1-2 hijos son madres solteras. Además, se observa que

¹⁴ El trabajo consultado es: Angrist (2001). *Estimation of limited dependent variable models with dummy endogenous regressors: simple strategies for empirical practice.*

TABLA 1

ESTADISTICOS DESCRIPTIVOS EDSA 2016

VARIABLES	SIN HIJOS	1-2 HIJOS ³	3-4 HIJOS ³	HIJOS > 4 ³
Panel A: Variables binarias en porcentaje²				
Trabajó la semana pasada (1 = sí)	0,76	0,63	0,57	0,49
Tiene pareja (1 = sí)	0,68	0,84	0,94	0,95
Reside en una ciudad capital (1 = sí)	0,54	0,55	0,48	0,33
Pertenencia étnica (1 = sí)	0,29	0,34	0,43	0,61
Educación superior (1 = sí)	0,52	0,32	0,15	0,02
Pareja con educación superior (1 = sí)	0,39	0,33	0,20	0,06
Panel B: Variables continuas en promedio				
Edad	30	32,1	35,2	37
Edad cuando tuvo el primer hijo (a)	7,6	6,9	5	4
		24,3	22,6	22,3
		4,9	3,6	3
Observaciones	537	3.055	1.509	355

Fuente: Elaboración propia a base de datos de la Encuesta de Demografía y Salud 2016, INE.

Notas: Desviación estándar entre paréntesis. (1) Se aplicaron ponderaciones analíticas en los paneles A y B. (2) Panel A muestra el porcentaje cuando (1=sí) se cumple. No se multiplicó por 100. (3) hijos menores a 18 años.

aproximadamente el 50% de las mujeres en cada subgrupo reside en una ciudad capital. Un dato interesante muestra que, para los subgrupos de mujeres con 3-4 hijos y más de 4 hijos, la pertenencia étnica se encuentra entre el 43% y 61%, respectivamente. Sin embargo, la autoidentificación indígena es menor para los subgrupos de mujeres sin hijos y con 1-2 hijos (panel A Tabla 1).

Por último, el panel A de la Tabla 1 muestra que el 52% del subgrupo de mujeres sin hijos tiene educación superior. Este indicador va disminuyendo para los siguientes subgrupos con hijos. Por ejemplo, se observa que solo el 2% de mujeres con más de 4 hijos alcanzaron un nivel de educación superior. Asimismo, se describe que el 39% de las mujeres sin hijos tienen una pareja con educación superior¹⁵. Este indicador disminuye para los subgrupos con hijos. Por ejemplo, solo el 6% de las mujeres con más de 4 hijos tienen una pareja con educación superior: un indicador muy pequeño que evidencia una relación inversa entre años de educación de los padres y el número de hijos.

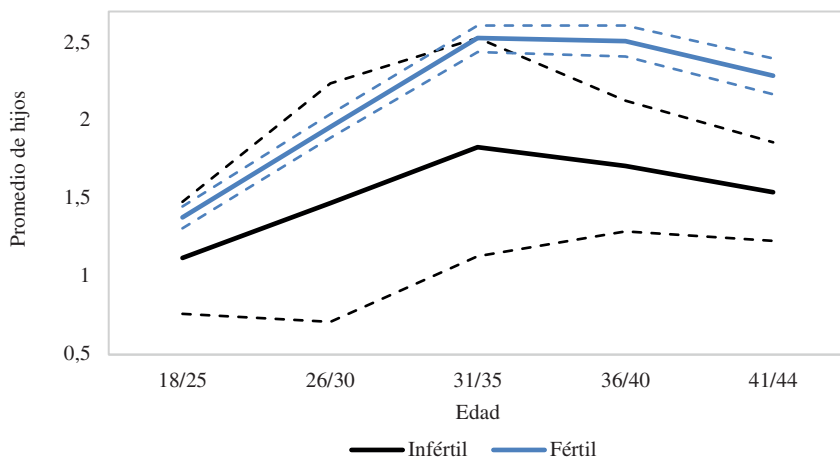
¹⁵ La educación superior de la pareja es equivalente a alguno de los siguientes niveles alcanzados: Escuela Superior de Formación de Maestros, Licenciatura, Postgrado, Técnico (mayor a 1 año) y el Instituto de Formación Militar y Policial. Además, se advierte que el cálculo de este indicador excluye a las mujeres solteras.

En suma, la edad promedio de las mujeres sin hijos es igual a 30; y este promedio va creciendo para los subgrupos con hijos. Adicionalmente, se observa que la edad promedio de la mujer cuando tuvo su primer hijo (a) se reduce a medida que el promedio de hijos es alto. Por ejemplo, para el subgrupo de mujeres con 3-4 hijos, este promedio es igual a 22,6 (panel B Tabla 1).

Finalmente, en la Figura 1 se observa que el promedio de hijos es menor cuando las mujeres son infértiles (infertilidad 1 o infertilidad 2). Si la edad de la mujer se encuentra entre 18 y 25 años, el promedio de hijos para el grupo de mujeres fértiles e infértiles son iguales a 1,38 y 1,12 hijos, respectivamente. Estos promedios son iguales a 2,29 y 1,54 para el grupo de edad de mujeres entre 41 y 44 años. Los intervalos de confianza al 95% se ensanchan más para el grupo de mujeres infértiles porque que el número de observaciones es más pequeño (132) en comparación al grupo de mujeres fértiles (5324).

FIGURA 1

PROMEDIO DE HIJOS SEGUN EDAD DE LA MUJER Y EL ESTATUS DE FERTILIDAD



Fuente: Elaboración propia con datos de EDSA 2016, INE.

Nota: Las líneas punteadas son los intervalos de confianza al 95%.

4.2. Modelo 2: Estadísticos descriptivos

Se utiliza el censo de población 2001 y 2012 disponibles por medio del proyecto de Series de Microdatos de Uso Público Integrados (IPUMS, por su sigla en inglés). Además se utiliza una base de datos agrupados de las encuestas de Mejoramiento de Condiciones de Vida (MECOVI) 2000 y 2001 para el primer periodo de estudio. El

segundo periodo está compuesto por la base de datos agrupados de las encuestas de hogares (EH) 2011 y 2012 provistas por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

Los censos de población 2001 y 2012 contienen la información del 10% de la población total de Bolivia. La unidad de muestreo para el tamaño de muestra es el hogar. El sistema IPUMS extrae una muestra sistemática de cada enésimo hogar después de un inicio aleatorio con la densidad adecuada para producir el número de casos que se solicita. La extracción de datos tendrá pesos alterados que reflejan las nuevas densidades de muestra. Por tanto, las submuestras seguirán siendo representativas de la población completa, pero debe esperarse alguna divergencia de las estimaciones de la muestra completa, particularmente para estimaciones de áreas geográficas pequeñas (IPUMS, 2021)¹⁶.

La base de datos de IPUMS contiene información de la relación de parentesco, edad, raza, educación, estado civil, residencia, ocupación, entre otros. Asimismo, cuenta con factores de expansión para realizar inferencia al total de la población. Debido a las características de los censos para Bolivia, no se cuenta con información acerca del nivel de ingresos y las horas trabajadas a la semana.

Además, las MECOVI y las EH tienen el objetivo de proporcionar estadísticas, indicadores socioeconómicos y demográficos de la población boliviana que son necesarios para la formulación, evaluación y seguimiento de políticas públicas. Adicionalmente, contienen información del nivel de ingresos mensuales y horas trabajadas semanales.

La muestra seleccionada por el estudio consta de las siguientes características: mujeres entre 18 y 44 años con por lo menos dos hijos menores a 18 años. Ellas residen tanto en el área urbana como rural. Se excluyen a las mujeres que tuvieron su primer hijo (a) cuando eran menores de edad. Para el caso de los censos 2001 y 2012, se eliminan a las estudiantes que forman parte de la población económicamente inactiva, sin embargo, se mantiene al resto de esta población como ser: amas de casa, pensionistas, entre otros.

En la Tabla 2 se muestran los estadísticos descriptivos según los censos de población 2001 y 2012. Según el censo de 2001, la tasa de ocupación (TO) es igual al 47% y 40% para el área urbana y rural, respectivamente. Este indicador asciende al 55% y 52%, respectivamente, para el censo de 2012, mostrando incremento entre el 8% y 12%, respectivamente. La TO es menor en 1 y 2 p.p. para el grupo de mujeres con pareja para ambos censos.

Adicionalmente, el censo 2001 muestra que el 59% y el 76% de las mujeres tienen más de dos hijos menores a 18 años en el área urbana y rural, respectivamente. Según el censo de 2012 estos porcentajes redujeron en 10%, respectivamente. Esto

¹⁶ Debido a que los datos son de uso público, IPUMS ha tomado medidas para garantizar la confidencialidad. De tal manera que se suprimen los nombres y otra información de identificación. Lo que es más importante para muchos investigadores, la información geográfica suele ser limitada. Sin embargo, este problema no es relevante para el estudio porque se usa una desagregación a nivel urbano y rural, disponibles en la base de IPUMS para Bolivia.

significa que la tasa de fertilidad aún es mayor en el área rural en comparación a la urbana para 2012.

Según el censo de 2012, en el 50% de los casos el sexo de los dos primeros hijos fue el mismo tanto en el área urbana como rural. Este hecho muestra que el instrumento se encuentra equilibrado. Adicionalmente, se puede observar que entre el 24% y 25% de las mujeres tuvieron dos varones y dos mujeres en sus dos primeros embarazos, respectivamente. De nuevo se muestra un equilibrio de los sexos en la muestra seleccionada. Esta conclusión también aplica para el censo 2001 y el subgrupo de mujeres con pareja.

Se observa que existe una caída de la pertenencia indígena entre el censo 2001 y 2012. Este porcentaje es igual al 59% en 2001 y retrocede al 39% para 2012 en el área urbana. Lo mismo sucede en el área rural, porque este porcentaje cae del 79% al 73%. Estos datos son similares para el subgrupo de mujeres con pareja. Asimismo, el censo de 2012 muestra que cerca del 77% de las mujeres residen en el eje central en el área urbana y el 60% reside en el eje central en el área rural (Tabla 2).

Ahora se describen las variables continuas para el estudio. El promedio de hijos menores a 18 años es mayor en el área rural en comparación al urbano. Según el censo 2001, este indicador es igual a 3,78 y 3,07 para el área rural y urbana, respectivamente. La relación de orden no cambia para 2012, ya que este promedio es igual a 3,28 y 2,76, respectivamente, donde las mujeres del área rural siguen mostrando una mayor tasa de fertilidad. La situación es similar para el promedio de hijos menores a 12 años y el subgrupo de mujeres con pareja¹⁷.

Los cambios en la fertilidad han sido determinantes para incidir en las perspectivas laborales de las mujeres. La reducción considerable en América Latina de 5 hijos nacidos vivos entre 1970-1975 a 2 hijos nacidos vivos entre 2015-2020 muestra que existe un cambio en las preferencias de las mujeres respecto de la vida familiar y laboral, priorizando más una carrera profesional o el trabajo en sus vidas (ONU mujeres, 2020)¹⁸.

Según el censo 2012, se observa que la edad promedio de las mujeres es ligeramente mayor en el área urbana con relación al rural. Por último, se muestra que la edad promedio del primer embarazo para las mujeres es igual a 23 años para el área urbana y rural. Es interesante notar que no se observan cambios entre 2001 y 2012 (Tabla 2).

¹⁷ Adicionalmente, es oportuno mencionar que la tasa de fecundidad en Bolivia fue igual a 6,36 hijos por mujer en 1960, posteriormente este indicador se redujo a 2,89 hijos por mujer en 2015 (Banco Mundial, 2020). La tasa de fecundidad puede llegar en 2020 a 2,7 hijos por mujer en edad fértil según los pronósticos del Instituto Nacional de Estadísticas (INE, 2014). De cumplirse tal predicción, Bolivia aún se encontraría por encima del promedio de la región latinoamericana si lo comparamos con datos del Banco Mundial (BM).

¹⁸ Las estadísticas corresponden a cálculos realizados por ONU Mujeres elaborados a partir de estimaciones publicadas por el DAES de las Naciones Unidas (2017m). Se consideran a mujeres entre 25 y 49 años. Cita consultada en: Organización de Naciones Unidas Mujeres (ONU mujeres). (2020). *El progreso de las mujeres en el mundo 2019 - 2020: Familias en un mundo cambiante*.

TABLA 2

ESTADISTICOS DESCRIPTIVOS DE LOS CENSOS DE POBLACION 2001 Y 2012

Variables	Urbana				Rural			
	2001 ¹		2012 ²		2001 ¹		2012 ²	
	Todas las mujeres	Mujeres con pareja	Todas las mujeres	Mujeres con pareja	Todas las mujeres	Mujeres con pareja	Todas las mujeres	Mujeres con pareja
Panel A: variables binarias en porcentaje³								
Trabajó la semana pasada (1 = sí)	0,47	0,45	0,55	0,53	0,40	0,39	0,52	0,51
Tiene más de dos hijos (<18 años) (1 = sí)	0,59	0,60	0,49	0,50	0,76	0,77	0,64	0,65
Mismo sexo de los dos primeros hijos (1 = sí)	0,51	0,50	0,50	0,50	0,51	0,51	0,50	0,50
Dos primeros hijos varones (1 = sí)	0,26	0,26	0,25	0,26	0,27	0,27	0,25	0,26
Dos primeros hijos mujeres (1 = sí)	0,24	0,24	0,25	0,24	0,24	0,23	0,24	0,24
Sexo del primer hijo (1 = mujer)	0,49	0,49	0,50	0,49	0,48	0,48	0,50	0,50
Sexo del segundo hijo (1 = mujer)	0,49	0,49	0,50	0,49	0,48	0,48	0,51	0,51
Pertenencia étnica (1 = sí)	0,59	0,60	0,39	0,39	0,79	0,79	0,73	0,73
Reside en el eje central (1 = sí)			0,77	0,77			0,60	0,60
Panel B: variables continuas en promedio								
Número de hijos (<18 años)	3,07 (1,22)	3,09 (1,22)	2,76 (0,98)	2,77 (0,98)	3,78 (1,52)	3,80 (1,52)	3,28 (1,35)	3,31 (1,36)
Número de hijos (<12 años)	2,73 (0,92)	2,74 (0,93)	2,49 (0,74)	2,50 (0,75)	3,26 (1,18)	3,28 (1,18)	2,87 (1,04)	2,88 (1,04)
Edad	33,71 (5,39)	33,55 (5,39)	34,29 (5,22)	34,18 (5,21)	33,71 (5,78)	33,62 (5,77)	33,92 (5,65)	33,85 (5,64)
Edad en el primer nacimiento	22,63 (3,61)	22,60 (3,60)	22,87 (3,84)	22,88 (3,84)	22,99 (3,89)	22,95 (3,87)	22,73 (3,88)	22,70 (3,86)
Observaciones	281.840	252.240	28.475	24.857	15.870	15.870	11.584	10.464

Fuente: Elaboración propia a base de datos del censo 2001 y 2012, IPUMS.

Notas: (1) se aplicaron pesos de frecuencia y en (2) se aplicaron pesos analíticos para las estimaciones.

(3) En el panela A se muestra el porcentaje cuando (1=sí) se cumple. No se multiplicó por 100. (4) Desviación estándar entre paréntesis.

En la Tabla 3 se presentan los estadísticos descriptivos correspondientes a la base de datos agrupados de las encuestas MECOVI 2000 y 2001 y las EH 2011 y 2012. Según el segundo periodo de estudio, se observa que la tasa de informalidad es igual al 70% para las mujeres que tienen más de dos hijos. Este indicador es menor (60%) para el grupo de comparación correspondiente al grupo de mujeres con dos hijos.

Según ambos periodos, se muestra que la mitad de la submuestra tuvo hijos del mismo sexo en sus dos primeros embarazos para ambos grupos de comparación. La pertenencia étnica, como autopercepción, tuvo una reducción considerable en más de 10 años en el área urbana. Se observa que entre el 49% y 53% de las mujeres se identificaban como indígenas en el primer periodo; luego este porcentaje se reduce al 23% y 28% para el segundo periodo. Esta caída es correspondiente a los resultados encontrados por los censos de la Tabla 2.

TABLA 3

ESTADISTICOS DESCRIPTIVOS SEGUN LAS MECOVI Y LAS EH (AREA URBANA)

Variables	2000-2001		2011-2012	
	Tiene dos hijos ³	Tiene más de dos hijos ³	Tiene dos hijos ³	Tiene más de dos hijos ³
Panel A: Variables binarias en porcentaje				
Informalidad (1=sí)			0,60	0,70
Mismo sexo de los dos primeros hijos (1 = sí)	0,50	0,50	0,46	0,51
Pertenencia étnica (1=sí)	0,49	0,53	0,23	0,28
Reside en el eje central (1=sí)	0,60	0,58	0,72	0,71
Pareja (1=sí)	0,92	0,93	0,90	0,91
Abuelos (1 = sí)	0,04	0,06	0,05	0,03
Panel B: Variables continuas en promedio				
Horas trabajadas a la semana	41,7 (26,8)	39,1 (24,1)	44,6 (23,2)	43,4 (22,0)
Ingreso real mensual en Bs (base 2016)	1237 (2621,7)	942 (1670,9)	2269 (3285,1)	2171 (2773,7)
Edad de la mujer	31,6 (6,2)	34,6 (4,9)	32,9 (5,8)	35,0 (4,7)
Edad cuando tuvo su primer hijo	23,0 (3,8)	22,1 (3,2)	23,4 (4,0)	22,1 (3,3)
Observaciones	665	983	1.402	1.275

Fuente: Elaboración propia a base de datos de las MECOVI 2000-2001 y las Encuestas de Hogares 2011-2012, INE.

Notas: (1) Desviación estándar entre paréntesis. (2) Panel A muestra el porcentaje cuando (1=sí) se cumple. No se multiplicó por 100. (3) tienen hijos menores a 18 años.

El porcentaje de mujeres residentes en el eje central (La Paz, Cochabamba y Santa Cruz) se incrementó entre el 2000 y 2012. Este porcentaje pasó del 60% al 72%, aproximadamente. Además, se muestra que entre el 90 y 93% de las mujeres de la muestra conviven con una pareja en los dos periodos de estudio. Un dato interesante es que la presencia de los abuelos es baja para ambos periodos de estudio, este porcentaje se encuentra entre el 3% y el 6% (panel A, Tabla 3).

Para ambos periodos de estudio, las horas trabajadas a la semana son mayores cuando las mujeres solo tienen dos hijos. En promedio, estas mujeres trabajan entre 2 y 3 horas más en comparación a las mujeres con más de dos hijos. Asimismo, se observa que las horas trabajadas por las mujeres de ambos grupos se incrementaron entre 2000 y 2012 en aproximadamente 3 y 4 horas semanales en promedio.

De igual forma, el promedio del ingreso mensual real (base 2016) se incrementa entre 2000 y 2012 para ambos grupos. Este promedio pasó de Bs. 1.237 a Bs. 2.268 para las mujeres con dos hijos, en cambio para las mujeres con más de dos hijos el ingreso real pasó de Bs. 942 a Bs. 2171. En promedio, este último grupo tiene un incremento mayor del promedio de sus ingresos reales (panel B, Tabla 3).

Finalmente, la edad promedio de las mujeres es mayor para el grupo de tratamiento para ambos periodos. Además, este grupo muestra que la edad promedio del primer embarazo es menor en comparación al grupo de control en ambos periodos. Con esto se muestra que las mujeres que tienen más hijos, generalmente, se embarazan cuando son más jóvenes.

5. RESULTADOS

5.1. Modelo 1: Impactos de la fertilidad en el empleo

Las Tablas 4 y 5 muestran los resultados para el modelo con variable instrumental que utiliza el momento generalizado de momentos para la estimación de los parámetros. Estos se controlan por variables como la edad, nivel de educación, estado civil, pertenencia étnica, región¹⁹ y educación de la pareja.

En la Tabla 4 se observa que el efecto de los hijos en la probabilidad de trabajar es negativo para las columnas A (nivel nacional y regional). Estos resultados muestran que marginalmente cada hijo menor a 18 años reduce la probabilidad de trabajar entre 3% y 4% a nivel nacional, urbano y rural.

Según el método generalizado de momentos (GMM) con variable instrumental, el impacto de la fertilidad es mayor²⁰. En promedio, cada hijo reduce la probabilidad de

¹⁹ Asume el valor 1 si se incluyen a alguna de las 9 ciudades capitales o la ciudad de El Alto, y asume el valor 0 en otro caso.

²⁰ Claramente, en este modelo el impacto de la fertilidad significa el efecto causal del número de hijos. Es decir, se estiman impactos de 1,2,3 y más hijos en la probabilidad de trabajar. Se consideran a las

trabajar en 11% y 14% a nivel nacional y el área urbana, respectivamente (columnas B, Tabla 4). Estos resultados son representativos porque se utilizan ponderadores muestrales disponibles en la EDSA 2016. El método GMM con *bootstrap* en los errores muestrales describe un panorama similar. Pues estos impactos son iguales al 9% y 13% a nivel nacional y urbano, respectivamente (columnas C, Tabla 4).

Asimismo, los resultados carecen de significancia estadística²¹ para ambos métodos GMM en el área rural (columnas B y C). Esto refleja una ambigüedad del impacto de la fertilidad en el empleo. La razón detrás este último resultado está relacionado con la vocación productiva del área rural, cuya alta concentración en la agricultura evidencia que los hijos no son un determinante importante en el empleo femenino.

En la Tabla 5 se muestra el impacto de los hijos menores a 13 años de la probabilidad de trabajar en el área urbana²². Este impacto es igual al 30% y 20% según GMM (columnas B y C, respectivamente), y según el modelo *probit*, este impacto es menor, equivalente al 6% (columna A).

Si se comparan los resultados entre las Tablas 4 y 5 para el área urbana, se observa que el impacto de la fertilidad es mayor cuando la edad de los hijos decrece. Esto significa que debido a que los hijos pequeños necesitan más cuidados, una mayor proporción de mujeres deciden no participar en el mercado laboral.

Finalmente, las pruebas de robustez del modelo muestran los siguientes resultados. En la Tabla 4 se observa que los estadísticos F de la prueba de Montiel-Pflueger (2015) son mayores a los valores críticos ($\rho = 10\%$)²³, por tanto, se rechaza la hipótesis nula de instrumentos débiles con un nivel de significancia de alfa del 5% a nivel nacional y para el área urbana. Asimismo, en la Tabla 5 no se rechaza la hipótesis nula de instrumentos débiles (alfa igual a 5%), lo que posiblemente se deba a la muestra pequeña. Además, en la Tabla 4 se rechaza la hipótesis nula de sobreidentificación de Hansen (1982) a nivel nacional y regional, lo que evidencia que los instrumentos utilizados son válidos para superar el problema de endogeneidad.

mujeres sin hijos como la base de comparación para la estimación de los impactos.

²¹ Solo en caso de evidenciar ausencia de significancia estadística, estas serán redactadas explícitamente. Sin embargo, en caso de no mencionar este criterio, significa que los parámetros estimados son estadísticamente significativos por lo menos al 10%.

²² Se excluye al área rural porque en la Tabla 4 no se encontraron impactos estadísticamente significativos, y existen posibilidades de que esto se repita para una muestra más pequeña como son los hijos pequeños.

²³ Se toma un valor de ρ igual al 10% porque la prueba se enfoca en instrumentos débiles. Los valores críticos para las estimaciones de los modelos Mínimos Cuadrados Ordinarios en Dos Etapas (TSLS) y Máxima Probabilidad con Información Limitada (LIML) son iguales a 8,14 y 13,82, respectivamente (Tabla 4, panel para Bolivia).

TABLA 4

IMPACTOS DE LA FERTILIDAD EN EL EMPLEO

Nivel	VD: trabajó la semana pasada	<i>Probit</i> ¹	GMM IV ¹	GMM IV ²	GMM IV ³
		A	B	C	D
Bolivia	Número de hijos	-0,04*** 0,01	-0,11** (0,06)	-0,09* (0,05)	-0,07* (0,05)
	Test Montiel-Pflueger				30,88
	Test de Hansen				0,27
	Observaciones	5.456	5.456	5.456	5.456
Área urbana	Número de hijos	-0,04*** (0,01)	-0,14* (0,07)	-0,13** (0,06)	-0,12** (0,06)
	Test Montiel-Pflueger				24,14
	Test de Hansen				0,57
	Observaciones	3.492	3.492	3.492	3.492
Área rural	Número de Hijos	-0,03*** (0,01)	-0,05 (0,08)	-0,03 (0,10)	0,01 (0,08)
	Test Montiel-Pflueger				8,83
	Test de Hansen				0,26
	Observaciones	1.964	1.964	1.964	1.964

Fuente: Elaboración propia con datos de la EDSA 2016, INE.

Significativo al *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$ - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

Nota: (1) Las columnas "A" y "B" consideran los ponderadores por muestreo de la encuesta.

(2) Se aplicaron *bootstrap* a los errores con 500 réplicas. (3) Se utilizaron infertilidad 1 e infertilidad 2 como instrumentos.

TABLA 5

IMPACTOS DE LA FERTILIDAD SOBRE EL EMPLEO (HIJOS MENORES A 13 AÑOS)

VD: Trabajó durante la semana pasada	Área urbana		
	<i>Probit</i> ¹	GMM IV	GMM IV ²
	A	B	C
Número de hijos	-0,06*** (0,01)	-0,20* (0,15)	-0,20* (0,12)
Montiel-Pflueger (F)		19,66	
Observaciones	2.399	2.399	2.399

Fuente: Elaboración propia con datos de la EDSA 2016, INE.

Significativo al *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$ - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

Nota: (1) La columna "A" considera los ponderadores por muestreo de la encuesta.

(2) Se aplicaron *bootstrap* a los errores con 500 réplicas.

5.1. Modelo 2: Impactos de la fertilidad sobre el empleo, la jornada laboral y el nivel de ingresos reales

Las estimaciones que se presentan en las siguientes tablas están controladas por: edad, pertenencia étnica y región de residencia; además del sexo del primer y segundo hijo y la presencia de abuelos en el hogar. Asimismo, se advierte que la presencia de más de dos hijos en el hogar es considerada como la asignación del tratamiento (impacto de la fertilidad), donde la base comparación o grupo de control está compuesto por mujeres con dos hijos²⁴.

En la Tabla 6 se muestran los resultados para los censos 2001 y 2012. Estos se ordenan de acuerdo con la metodología de estimación de los parámetros. Los resultados de la metodología de Abadie (2000) que instrumentaliza a la fertilidad se encuentran descritos en las columnas C y D para cada gestión. Estas columnas describen un modelo lineal y no lineal, respectivamente. Del mismo modo, la columna A muestra el resultado para un modelo *probit* lineal que no instrumentaliza a la fertilidad y, por su lado, la columna B describe el resultado para un modelo de variable instrumental convencional, a partir del cual se calcula la prueba de sobreidentificación de Hansen (1982) y los estadísticos F de la prueba de Montiel-Pflueger (2015) para instrumentos débiles.

Según el modelo *probit*, la fertilidad reduce la probabilidad de trabajar en 10% y 8% para 2001 y 2012, respectivamente. El efecto causal muestra que la probabilidad de trabajar reduce en 12% y 13% para 2001 y 2012, respectivamente. A nivel nacional este impacto negativo se reduce levemente entre 2001 y 2012.

Para tener un mejor panorama, se comparan estos impactos entre el área urbana y rural para ambos censos. Según las columnas C y D para el área urbana, se observa que el impacto negativo de la fertilidad redujo en 3 p.p. aproximadamente entre 2001 y 2012. Asimismo, se advierte que el impacto de la fertilidad carece de significancia estadística en el área rural, cuyo resultado es similar al encontrado por el modelo 1 en la sección anterior²⁵.

Para evaluar el impacto de los hijos pequeños se restringe la muestra a mujeres con por lo menos dos hijos menores a 13 años. En la Tabla 7 se evidencia que la fertilidad impacta negativamente en la probabilidad de trabajar en 11% según el modelo *probit* para los censos 2001 y 2012 (columnas A). Sin embargo, cuando se instrumentaliza a la fertilidad se muestran impactos negativos levemente diferentes (9% y 12% para 2001 y 2012, respectivamente). En concreto, se observa un incremento de 3 p.p. en 11 años, lo suficientemente pequeño para pensar que en 11 años no hubo cambios considerables.

²⁴ Es decir, el impacto de la fertilidad se refiere al efecto causal marginal a partir del tercer hijo en las variables dependientes.

²⁵ En general, se observa en la Tabla 3 que los efectos de la fertilidad para el modelo *probit* lineal son menores en comparación al modelo de variables instrumentales.

TABLA 6

IMPACTOS DE LA FERTILIDAD SOBRE EL EMPLEO

Nivel	VD: trabajó la semana pasada	2001				2012			
		Di exógeno	Di endógeno			Di exógeno	Di endógeno		
		<i>Probit</i> ¹	GMM ²	IV causal lineal	<i>Probit</i> IV no lineal	<i>Probit</i> ¹	GMM ²	IV causal lineal	<i>Probit</i> IV no lineal
		A	B	C	D	A	B	C	D
Bolivia	Más de dos hijos	-0,10*** (0,01)	0,09 (0,24)	-0,12*** (0,01)	-0,12*** -	-0,08*** (0,01)	-0,04 (0,16)	-0,13*** (0,01)	-0,13*** -
	Montiel-Pflueger (F)		23,74				49,52		
	Hansen P-valor		0,79				0,07		
	Observaciones	44.054	44.054	41.810	41.810	40.059	40.059	39.192	40.059
Área urbana	Más de dos hijos	-0,11*** (0,01)	0,09 (0,27)	-0,18*** (0,02)	-0,17*** -	-0,088*** (0,01)	-0,14 (0,16)	-0,15*** (0,02)	-0,15*** -
	Montiel-Pflueger (F)		21,58				47,11		
	Hansen P-valor		0,57				0,04		
	Observaciones	28.184	28.184	26.936	28.184	28.475	28.475	27.683	28.475
Área rural	Más de dos hijos	-0,06*** (0,01)	0,08 (3,16)	-0,004 (0,03)	-0,005 -	-0,06*** (0,01)	0,5 (0,68)	0,003 (0,03)	0,002 -
	Montiel-Pflueger (F)		3,53				6,22		
	Hansen P-valor		0,64				0,92		
	Observaciones	15.870	15.870	11.855	15.870	11.584	11.584	11.584	11.584

Fuente: Elaboración propia a base de datos del censo 2001 y 2012, IPUMS.

Significativo al *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$ - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

Notas: (1) En las columnas "A" se aplicaron factores de expansión.

(2) En las columnas B se aplica el método generalizado de momentos (GMM) con el instrumento mismo sexo de los dos primeros hijos, además se aplican *bootstrap* a los errores con 500 réplicas.

(3) La prueba de Montiel-Pflueger (2015) utiliza el método generalizado de momentos (GMM) con el instrumento mismo sexo de los dos primeros con errores robustos.

(4) La prueba de Hansen (1982) toma en cuenta dos instrumentos que son: dos primeros hijos varones y dos primeros hijos mujeres, además se aplican *bootstrap* a los errores con 500 réplicas.

Adicionalmente, se observa en las Tablas 6 y 7 que los impactos para el modelo IV causal lineal y *probit* IV no lineal son similares. Esto muestra que la relación no lineal entre las variables de control y la probabilidad de trabajar se aproxima a una relación lineal²⁶.

Para evaluar la robustez del modelo propuesto se requiere verificar dos condiciones. La primera es la condición de relevancia y, la segunda, es la condición de exogeneidad

²⁶ Por esta razón, no se calcularon las desviaciones estándar de modelo IV *probit* no lineal.

TABLA 7

IMPACTOS DE LA FERTILIDAD EN EL EMPLEO
(HIJOS MENORES A 13 AÑOS - AREA URBANA)

VD: trabajó la semana pasada	2001				2012			
	Di exógeno	Di endógeno			Di exógeno	Di endógeno		
	<i>Probit</i> ¹	GMM ²	IV causal lineal	<i>Probit</i> IV no lineal	<i>Probit</i> ¹	GMM ²	IV causal lineal	<i>Probit</i> IV no lineal
	A	B	C	D	A	B	C	D
Más de dos hijos	-0,11*** (0,01)	0,01 (0,33)	-0,09*** (0,03)	-0,09*** -	-0,11*** (0,01)	-0,10 (0,27)	-0,122*** (0,03)	-0,121*** -
Montiel-Pflueger (F)		12,09				18,53		
Hansen P-valor		0,56				0,021		
Observaciones	16.474	16.474	15.953	15.953	15.899	15.899	15.896	15.899

Fuente: Elaboración propia a base de datos del censo 2001 y 2012, IPUMS.

Significativo al *** p<0,01; ** p<0,05; *p<0,1 - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

Notas: (1) En las columnas “A” se aplicaron factores de expansión.

(2) En las columnas B se aplica el método generalizado de momentos (GMM) con el instrumento mismo sexo de los dos primeros hijos, además se aplican *bootstrap* a los errores con 500 réplicas.

(3) La prueba de Montiel-Pflueger (2015) utiliza el método generalizado de momentos (GMM) con el instrumento mismo sexo de los dos primeros con errores robustos.

(4) La prueba de Hansen (1982) toma en cuenta dos instrumentos que son: dos primeros hijos varones y dos primeros hijos mujeres, además se aplican *bootstrap* a los errores con 500 réplicas.

o restricción de exclusión. Respecto de la primera condición se presentan los valores de la prueba de Montiel-Pflueger (2015) para instrumentos débiles. Según esta prueba, en la Tabla 6 se rechaza la hipótesis nula de instrumentos débiles para los resultados a nivel nacional del censo 2001 y el resultado a nivel nacional y urbano del censo 2012. En el resto de los casos para las Tablas 6 y 7 las pruebas señalan que los instrumentos son débiles²⁷.

Los p-valores de la prueba de sobreidentificación de Hansen (1982) en la Tabla 6 (nivel nacional) son equivalentes al 79% y 7% para el 2001 y 2012, respectivamente²⁸; de esta forma, no se rechaza la hipótesis nula de la correcta especificación del modelo y la ortogonalidad del instrumento. Adicionalmente, en la Tabla 7 estos son iguales al

²⁷ Para estas pruebas se tomaron un nivel de significancia de alfa del 5% y el valor de *rho* del 10%, similares al caso del modelo 1.

²⁸ En área urbana y rural, el p-valor de la prueba de Hansen rechaza la hipótesis nula de sobreidentificación al 99%.

56% y 2,1% para 2001 y 2012, respectivamente. Por tanto, no se rechaza la hipótesis nula de sobreidentificación a un nivel de confianza del 99%. Debido a que los p-valores son todavía pequeños para el censo 2012 (a nivel nacional), se advierte de los límites del criterio de exclusión para el modelo de variables instrumentales.

En suma, los impactos son negativos y estadísticamente significativos cuando se instrumentaliza a la fertilidad. Asimismo, se observa que estos efectos varían de acuerdo con la región de estudio, mostrando impactos negativos más altos en el área urbana. Asimismo, este impacto es levemente menor si se consideran a hijos menores a 13 años y el área urbana. Lo expuesto hasta ahora ofrece un argumento robusto para sostener que existe un efecto causal entre la fertilidad y la probabilidad de trabajar para las mujeres.

En el área rural, la ambigüedad y carencia de significancia estadística refuerzan el argumento de que los hijos no son un factor importante que determinan la demanda de mano de obra femenina²⁹.

Ahora, siguiendo a Cruces y Galiani (2007), se muestran los resultados para mujeres con pareja y sin pareja. En la Tabla 8 se muestran los impactos de la fertilidad³⁰ respecto de la probabilidad de trabajar en el área urbana según el estado civil de la mujer. Según el modelo IV causal, este impacto negativo es igual al 11% y 16% para 2001 y 2012, respectivamente, para el subgrupo de mujeres con pareja. Sin embargo, este impacto es positivo (33%) para el subgrupo de mujeres sin pareja en 2001, y este impacto carece de significancia estadística para 2012³¹.

En síntesis, la evidencia muestra que el impacto negativo de la fertilidad en la probabilidad de trabajar es un fenómeno con mayor predominancia para el grupo de mujeres con pareja, cuyo impacto se incrementó en 11 años. Este hecho muestra de que existen negociaciones internas en el hogar que determinan los roles de género. De este modo, se observa que entre 2001 y 2012 el rol de la crianza de hijos sigue recayendo sobre los hombros de las esposas o parejas fundamentalmente mujeres³².

En anexos, siguiendo el mismo esquema de presentación de resultados³³, se muestra el impacto que tienen los hijos menores a 18 años en la probabilidad de trabajar para los hombres. Se evidencia que la fertilidad provoca que la probabilidad de trabajar se incremente en 5% y 7% para las columnas C y los censos 2001 y 2012,

²⁹ Siguiendo a Lora *et al.* (2008), el cociente entre la población ocupada y la población en edad de trabajar se aproxima a la demanda de trabajo.

³⁰ Se consideran a hijos menores a 18 años.

³¹ Los resultados para el modelo *probit* muestran resultados similares para ambos subgrupos y censos (comparar columnas A y C en 2001 y 2012).

³² Debido a que el impacto negativo de la fertilidad en la probabilidad de trabajar es más importante cuando las mujeres viven en pareja, se refuerza el argumento de que las diferencias de género están relacionadas con la asignación desproporcional de las tareas domésticas; sobre todo respecto de la crianza de los hijos.

³³ Esto significa que se aplican las mismas restricciones a la base de datos y se controlan por las mismas variables que el caso de las mujeres.

TABLA 8

FERTILIDAD, ESTADO CIVIL Y EMPLEO
(AREA URBANA)

VD: la mujer trabajó durante la semana pasada	2001				2012			
	Con pareja		Sin pareja		Con pareja		Sin pareja	
	<i>Probit</i>	IV causal lineal	<i>Probit</i>	IV causal lineal	<i>Probit</i>	IV causal lineal	<i>Probit</i>	IV causal lineal
	A	B	C	D	A	B	C	D
Más de dos hijos	-0,10*** (0,01)	-0,11*** (0,02)	-0,10*** (0,04)	0,33*** (0,08)	-0,08*** (0,01)	-0,163*** (0,02)	-0,06*** (0,02)	0,03 (0,06)
Observaciones	25.224	24.407	974	644	24.857	24.404	3.618	3.111

Fuente: Elaboración propia a base de datos del censo 2012 en IPUMS.

Significativo al *** p<0,01; ** p<0,05; *p<0,1 - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

Nota: (1) En las columnas "A" se aplicaron factores de expansión. En las columnas "B" se aplicaron *bootstrap* con 500 repeticiones.

respectivamente (ver anexo A1). Estos impactos son similares si se divide la muestra entre el área urbana y rural. Asimismo, estos impactos son pequeños o carecen de significancia estadística si no se instrumentaliza la variable endógena de la fertilidad (columnas A, anexo A1)³⁴.

Los resultados femeninos descritos en las Tablas 6, 7 y 8 son similares a los encontrados por Cruces y Galiani (2007)³⁵ para México y Argentina (8% y 9%). Ellos estiman el impacto de la fertilidad en la oferta laboral femenina. Sin embargo, en Bolivia se evidencia un efecto causal negativo casi dos veces más grande en comparación a estos países.

En la Tabla 9, según el modelo IV causal lineal, se muestra el impacto de la fertilidad respecto de la media de las horas trabajadas a la semana, para esto se

³⁴ Adicionalmente, se muestra la prueba de Montiel-Pflueger (2015) para instrumentos débiles; la misma evidencia que a nivel nacional y urbano se rechaza la hipótesis nula de instrumentos débiles en 2001 y 2012. Para esto se utiliza un alfa al 5% de significancia y un valor de tau al 10%. Sin embargo, a nivel rural la prueba muestra que los instrumentos son débiles. Asimismo, se observa que el criterio de exclusión se cumple con un p-valor superior al 50% a nivel nacional para ambos censos. Si se divide la muestra por región geográfica, este criterio aún se cumple con p-valores por encima del 6% (anexo A1).

³⁵ Estos trabajos fueron realizados para las economías de Estados Unidos y dos países latinoamericanos, respectivamente. Cruces y Galiani (2007) encuentran efectos causales estadísticamente significativos instrumentalizando la variable hijos para México y Argentina. El estudio utiliza los censos de 1991 y 2000, respectivamente. Este trabajo utiliza la metodología propuesta por Abadie (2000).

sigue la metodología de Abadie (2000) que propone estimar un modelo IV causal lineal. Este impacto negativo es igual a 16 hrs. y 6,5 hrs. para 2000-2001 y 2011-2012, respectivamente, donde se observa una reducción del impacto de la fertilidad equivalentes a 9,5 hrs. semanales. Asimismo, el modelo OLS no muestra cambios importantes en ambos periodos de estudio (panel A, Tabla 9).

Según el panel B de la Tabla 9, el impacto de la fertilidad en los ingresos laborales reales carece de significancia estadística para el modelo IV causal lineal. Este hecho refleja que el impacto en la media es ambiguo y es necesario mostrar evidencia acerca del impacto de la fertilidad respecto de la distribución de ingresos laborales

TABLA 9

FERTILIDAD, HORAS TRABAJAS SEMANALES E INGRESOS REALES
(AREA URBANA)

Variables	2000-2001			2011-2012		
	Di exógeno	Di endógeno		Di exógeno	Di endógeno	
	OLS ¹	GMM ²	IV causal lineal	OLS ¹	GMM ²	IV causal lineal
Panel A: impactos en las horas trabajadas a la semana						
Más de dos hijos	-2,57 (1,87)	-50,61 (219)	-15,74*** (4,31)	-1,64 (1,26)	-3,83 (36,44)	-6,50** (2,88)
Montiel-Pflueger (F)		0,49			2,27	
Hansen P-valor		0,33			0,17	
Observaciones	926	926	657	1.470	1.470	1.307
Panel B: impactos en el nivel de ingresos reales (base 2016)						
Más de dos hijos	-830*** (212)	-472 (7.281)	-320 (322)	-1.221 (4,889)	-1220 (5823)	-244 (159)
Montiel-Pflueger (F)		0,45			2,20	
Hansen P-valor		0,91			0,40	
Observaciones	927	927	666	1.462	1.462	1.289

Fuente: Elaboración propia a base de datos de las MECOVI 2000-2001 y las Encuestas de Hogares 2011-2012, INE.

Significativo al *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$ - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

Nota: (1) Se aplicaron factores de expansión para el modelo OLS.

(2) Los modelos GMM utilizan dos instrumentos: dos primeros hijos varones y dos primeros hijos mujeres. Además, se aplicaron *bootstrap* a los errores con 500 repeticiones.

(3) La prueba de Montiel-Pflueger (2015) utiliza el método generalizado de momentos (GMM) con dos instrumentos y con errores robustos.

(3) La prueba de Hansen toma en cuenta dos instrumentos: dos primeros hijos varones y dos primeros hijos mujeres.

Además, se aplicaron *bootstrap* sobre los errores con 500 repeticiones.

mensuales. Asimismo, el modelo OLS muestra efectos estadísticamente significativos para el primer periodo de estudio, sin embargo, este caso no se repite para el segundo periodo.

Asimismo, se observa que el p-valor de la prueba de sobreidentificación de Hansen es mayor al 10%, lo que refleja que la restricción de exclusión se cumple satisfactoriamente para ambos periodos de estudio (Tabla 9 panel A y B). Sin embargo, por medio de la prueba de Montiel-Pflueger (2015) para instrumentos débiles no se rechaza la hipótesis nula de instrumentos débiles para ambos periodos de estudio (Tabla 9 panel A y B), lo que refleja una baja correlación entre el instrumento y la variable endógena cuando se evalúa el impacto de la fertilidad en el promedio de las horas trabajadas por semana y el nivel de ingresos reales. De este modo, es necesario considerar el impacto no solamente en la media de la variable dependiente, sino también en su distribución y el efecto del tratamiento cuantílico.

En la Tabla 10 se muestran los impactos de la fertilidad respecto de la distribución de horas trabajadas a la semana en el área urbana. Por un lado, según el modelo *probit*, los coeficientes carecen de significancia estadística para ambos periodos de estudio. Por otro lado, según el modelo IV causal lineal, se evidencia que las mujeres con más de dos hijos tienen 17% menos probabilidades de trabajar una jornada laboral por encima de las 8 horas (36 a 45 horas semanales) en comparación al grupo de control en el segundo periodo de estudio. Sin embargo, la fertilidad causa que la probabilidad de trabajar por encima de una jornada laboral completa aumente en 21% en el primer periodo de estudio. Este último hecho podría reflejar que los bajos niveles de remuneración provocaba que las mujeres con más de dos hijos debían trabajar más horas para satisfacer las necesidades de todos los miembros del hogar. Sin embargo, después de una década esta situación cambia porque el nivel de ingresos se incrementa y posiblemente las necesidades del hogar decrecieron o se mantuvieron constantes.

Asimismo, se observa que la fertilidad no tiene ningún efecto causal en la jornada laboral completa (36-45 horas semanales) en ambos periodos de estudio. Por el contrario, existen efectos causales estadísticamente significativos para jornadas laborales parciales. En efecto, se observa que la fertilidad causa que la probabilidad de trabajar a tiempo parcial (16-25 horas semanales) aumente en 37% y 38% para el primer y segundo periodo, respectivamente (Tabla 10). Este panorama refleja que las mujeres tienen más probabilidades de trabajar a tiempo parcial como consecuencia de una mayor fertilidad.

Cuando se evalúa el impacto de la fertilidad en las 26-35 horas semanales, el impacto es negativo para el primer periodo y positivo para el segundo periodo, donde ambos son estadísticamente significativos. También se observan resultados contrarios cuando se evalúan los impactos en las 1-15 horas semanales de trabajo; en efecto, este impacto es positivo y negativo para el primer y segundo periodo, respectivamente (Tabla 10).

En la Tabla 11 se muestra el impacto del tratamiento cuantílico (QTE, por su sigla en inglés) en las horas trabajadas a la semana y el ingreso laboral mensual real (base

TABLA 10

IMPACTOS DE LA FERTILIDAD EN LA DISTRIBUCION DE LAS HORAS TRABAJADAS
(AREA URBANA)

Horas trabajadas en la semana	2000-2001		2011-2012	
	Di exógeno	Di endógeno	Di exógeno	Di endógeno
	<i>Probit</i>	IV causal lineal	<i>Probit</i>	IV causal lineal
1-15	0,03 (0,03)	0,17*** (0,06)	0,02 (0,02)	-0,06* (0,03)
16-25	-0,02 (0,03)	0,37*** (0,07)	0,00 (0,02)	0,38*** (0,05)
26-35	0,03 (0,02)	-0,08* (0,05)	0,00 (0,02)	0,15*** (0,04)
36-45	-0,01 (0,03)	-0,08 (0,06)	0,02 (0,02)	-0,06 (0,05)
46-55	0,00 (0,02)	0,21*** (0,05)	-0,01 (0,02)	-0,17*** (0,05)

Fuente: Elaboración propia a base de datos de las MECOVI 2000-2001 y las Encuestas de Hogares 2011-2012, INE.

Significativo al *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$ - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

Nota: Se aplicaron factores de expansión al modelo *probit*.

2016). Aquí, la definición del tratamiento es equivalente a la fertilidad (presencia de más de dos hijos). Este método utiliza la metodología de Abadie (2000) y, por tanto, se trata de un modelo con variable instrumental.

A la luz de los datos, se evidencia que el impacto negativo de la fertilidad en las horas trabajadas decreció considerando todos los valores cuantílicos de la distribución entre 2000 y 2012. Por ejemplo, se observa que este impacto negativo pasa de 15 a 4 y de 23 a 8 horas trabajadas para los cuantiles 0,5 y 0,75, respectivamente (Tabla 11).

Se conoce que en 2012 la economía todavía gozaba de un auge del precio de las materias primas y las oportunidades de empleo formal e informal crecían en el país. Las mujeres con una alta carga familiar, como la presencia de más de dos hijos en el hogar, tienen más oportunidades de empleo con jornadas laborales parciales y completas. Por lo menos, este y otros hechos económicos explican la caída del impacto negativo de la fertilidad en las horas trabajadas en aproximadamente 10 años.

Adicionalmente se observa que el impacto de la fertilidad en los ingresos reales carece de significancia estadística en el primer periodo de estudio (Tabla 11). En otras palabras, de forma sistemática para cualquier punto de la distribución no existen diferencias en el ingreso real entre el grupo de tratamiento y de control. Este hecho posiblemente esté relacionado con los altos niveles de pobreza monetaria a inicios del siglo XX. Esto significa que los empleos pagaban muy poco y las oportunidades de

TABLA 11

EFECTO DEL TRATAMIENTO CUANTILICO (AREA URBANA)

Cuantil (valor)	2000-2001		2011-2012	
	QTE		QTE	
	Hrs. de trabajo	Ingreso laboral ¹	Hrs. de trabajo	Ingreso laboral ¹
0,25	-6,3*** (1,9)	-50 (105)	-4,5*** (1,3)	-146* (80)
0,5	-15,2*** (2,6)	-59 (156)	-4,1*** (1,6)	-227*** (85)
0,6	-17,0*** (3,0)	-137 (184)	-5,9*** (1,1)	-264*** (100)
0,7	-19,1*** (3,6)	-176 (283)	-5,0*** (1,6)	-273** (107)
0,75	-22,7*** (3,9)	-84 (356)	-8,1*** (1,7)	-330*** (127)
0,8	-27,0*** (4,4)	350 (395)	-8,4*** (2,2)	-326* (190)
0,9	-28,5*** (4,9)	119 (709)	-12,4*** (2,1)	-287 (273)

Fuente: Elaboración propia a base de datos de las MECOVI 2000-2001 y las Encuestas de Hogares 2011-2012, INE.

Significativo al *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$ - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

Nota: (1) se utiliza el ingreso laboral real (base 2016).

trabajo eran precarias. Esta situación cambia para el segundo periodo de estudio, donde se evidencia una penalización de la fertilidad respecto del nivel de ingresos reales.

Según la Tabla 11, la fertilidad causa que los ingresos reales disminuyan en Bs. 146 y Bs. 326 para el cuantil 0,25 y 0,8, respectivamente, en el segundo periodo de estudio. Además, se observa que los impactos negativos crecen a medida que el cuantil también crece. Esto muestra que el impacto de la fertilidad en el nivel de ingresos reales será más alto para el subgrupo de mujeres con más ingresos. De este modo, los resultados empíricos se aproximan a las conclusiones teóricas del modelo de demanda de niños de G. Becker (1993)³⁶.

En la Tabla 12 se puede evidenciar que el impacto de la fertilidad en las horas trabajadas para el segundo periodo de estudio³⁷ es estadísticamente significativo para

³⁶ Al respecto, este fenómeno explica la relación inversa entre el precio implícito de los niños y la demanda de niños. El precio implícito es mayor a medida que los ingresos de la mujer sean altos, entonces, si llegan más hijos, el costo de dejar el mercado laboral será más alto.

³⁷ Solamente se considera al segundo periodo de estudio porque la metodología para clasificar a trabajadoras informarles para el primer periodo carece de consistencia, generalmente por ausencia de variables que recomienda utilizar la Oficina Internacional del Trabajo [ILO] (2013). En concreto, debido a la ausencia

el subgrupo de mujeres trabajadoras del sector informal de la economía³⁸. Este impacto negativo es igual a 11,7 horas semanales de trabajo. Por su lado, este impacto es igual a 5 horas, estadísticamente no significativo, para el subgrupo de mujeres que trabajan en el sector formal (panel A). Esto posiblemente esté relacionado con las rigideces de los empleos formales, cuya regulación laboral carece de algún criterio de flexibilidad que beneficie a las mujeres con hijos.

En el panel B de la Tabla 12 se muestra el impacto de la fertilidad en el nivel de ingresos reales cuando la mujer trabaja en el sector formal e informal de la economía. Este impacto es positivo (Bs. 1.055) y negativo (Bs. 605) en estos sectores, respectivamente. Bajo esta metodología, se evidencia que existe una penalización en el nivel de ingresos reales en el sector informal de la economía.

En resumen, si las mujeres trabajan en el sector informal, la fertilidad causa que ellas trabajen menos horas y obtengan menores ingresos reales. Por el contrario, cuando ellas trabajan en el sector formal, el impacto en el nivel de ingresos reales es positivo y existen impactos pequeños en las horas de trabajo semanales.

En la Tabla 13 se muestran resultados similares a la Tabla 10, pero en esta ocasión por tipo de empleo (formal o informal) en el área urbana y el segundo periodo de estudio. Se observa que la fertilidad causa que la probabilidad de trabajar a tiempo completo (35-45 horas semanales) sea positivo (22%) y negativo (14%) para trabajadoras del sector formal e informal, respectivamente.

Por un lado, para este último subgrupo se muestra que la probabilidad de trabajar jornadas parciales (16-25 o 26-35 horas semanales) aumenta en 27% y 52%, respectivamente, como consecuencia de la fertilidad. Por otro lado, estos impactos carecen de significancia estadística para trabajadoras del sector formal. Este hecho muestra que las mujeres con más de dos hijos encuentran en el sector informal mayores flexibilidades para trabajar jornadas parciales, y sucede lo contrario en empleos formales³⁹.

En la Tabla 14 se muestra que las penalizaciones para el nivel de ingresos reales tienen mayor preponderancia estadística a lo largo de la distribución de ingresos para trabajadoras del sector informal. Al respecto, se observa un impacto negativo ascendente

de información referente al registro de la empresa o el número de identificación tributaria (NIT) no se calculan resultados para las MECOVI 2000-2001.

³⁸ Estos son los criterios para clasificar a una trabajadora como informal. 1) trabaja para una empresa cooperativa, como aprendiz sin remuneración o como empleada doméstica. 2) trabaja en una empresa por cuenta propia sin número de identificación de contribuyente (informalidad por cuenta propia), 3) trabaja como empleador sin número de identificación de contribuyente y con cinco o menos trabajadores, y 4) trabaja como empleado para una empresa sin un número de identificación de contribuyente y con cinco o menos trabajadores (ILO, 2013; Gonzales, 2019). Esta clasificación combina criterios de productividad y legales que siguen convenios internacionales.

³⁹ Respecto del tiempo de trabajo por encima de las 45 horas semanales, se muestra que la fertilidad provoca que existan menos probabilidades de este evento en ambos tipos de empleo.

TABLA 12

FERTILIDAD, HORAS TRABAJAS E INGRESOS REALES POR TIPO DE EMPLEO (AREA URBANA)

Variables dependientes	IV causal lineal 2011-2012	
	Formal	Informal
Panel A: impactos en las horas trabajadas		
Más de dos hijos	5,03 (3,20)	-11,69*** (4,04)
Observaciones	505	768
Panel B: impactos en el nivel de ingresos reales (base 2016)		
Más de dos hijos	1.055** (476)	-605*** (179)
Observaciones	493	757

Fuente: Elaboración propia a base de datos de las Encuestas de Hogares 2011-2012, INE. Significativo al *** p<0,01; ** p<0,05; *p<0,1 - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

TABLA 13

IMPACTOS DE LA FERTILIDAD EN LA DISTRIBUCIÓN DE LAS HORAS TRABAJADAS POR TIPO DE EMPLEO (AREA URBANA)

Horas trabajadas en la semana	IV causal lineal 2011-2012	
	Formal	Informal
1-15	0,03 (0,03)	-0,08 (0,05)
16-25	-0,05 (0,08)	0,52*** (0,05)
26-35	-0,06 (0,06)	0,27*** (0,05)
36-45	0,22*** (0,08)	-0,14*** (0,05)
46-55	-0,19*** (0,07)	-0,16*** (0,06)

Fuente: Elaboración propia a base de datos de las Encuestas de Hogares 2011-2012, INE. Significativo al *** p<0,01; ** p<0,05; *p<0,1 - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

TABLA 14

EFEECTO DEL TRATAMIENTO CUANTILICO POR TIPO DE EMPLEO
(AREA URBANA 2011-2012)

Cuantil (valor)	Formal		Informal	
	Hrs. de trabajo	Ingreso laboral ¹	Hrs. de trabajo	Ingreso laboral ¹
0,25	7,2** (3,4)	239** (118)	-10,5*** (2,1)	-174* (89)
0,5	3,0** (1,3)	212 (224)	-11,1*** (2,4)	-282*** (108)
0,6	2,8** (1,4)	476 (403)	-9,5*** (2,6)	-394*** (115)
0,7	1,3 (2,6)	841* (505)	-11,0*** (2,6)	-394** (165)
0,75	4,4* (2,6)	1.513*** (506)	-12,3*** (3,0)	-603*** (140)
0,8	4,2 (3,3)	1.548*** (432)	-14,8*** (3,3)	-570*** (192)
0,9	6,8* (3,9)	1.937*** (633)	-19,3*** (4,5)	-1.401*** (449)

Fuente: Elaboración propia a base de datos de las Encuestas de Hogares 2011-2012, INE.

Significativo al *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$ - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

Nota: (1) se utiliza el ingreso laboral real (base 2016).

a lo largo de la distribución de ingresos reales. Por ejemplo, estos impactos negativos son iguales a Bs. 282 y Bs. 570 para los cuantiles 0,5 y 0,8, respectivamente.

Asimismo, en el sector formal se encuentran resultados estadísticamente significativos⁴⁰. Por ejemplo, en los cuantiles 0,25 y 0,8 la fertilidad causa un incremento del nivel de ingresos reales en Bs. 239 y Bs. 1.548, respectivamente. Estos impactos positivos son ascendentes a lo largo de la distribución de ingresos reales.

En la Tabla 14 también se observan impactos negativos de la fertilidad en las horas trabajadas semanales. Estos son más pequeños para los empleos formales en comparación a empleos informales. Por ejemplo, según el cuantil 0,5 la fertilidad reduce las horas trabajadas semanales en 3 horas y 11 horas para empleos formales e informales, respectivamente. De este modo, estos impactos negativos son más altos cuando las mujeres trabajan en el sector informal. En específico, se observa que el impacto negativo se encuentra entre 9,5 y 12,3 horas semanales en el cuantil 0,25 y 0,75, respectivamente.

En concreto, si la mujer tiene un empleo formal, el impacto de la fertilidad en las horas trabajadas es pequeño y, además, este fenómeno causa que los ingresos reales se

⁴⁰ Con excepción de los cuantiles 0,5 y 0,6.

incrementen. Este hecho posiblemente esté relacionado con los beneficios legales de la maternidad y una mayor experiencia laboral de las mujeres con más de dos hijos.

Según el modelo 2, la evidencia muestra que la fertilidad causa que la probabilidad de trabajar, el nivel de ingresos reales y las horas de trabajo disminuyan. Este impacto es mayor para las trabajadoras informales del área urbana y cuando tienen hijos pequeños. Asimismo, se muestra que las mujeres que conviven con una pareja participan menos del mercado laboral y el impacto de la fertilidad carece de significancia estadística para el grupo de mujeres solteras en ambos periodos de estudio.

La ventaja del estudio es que logra comparar los impactos de la fertilidad en dos periodos distintos. Esto permite evaluar los cambios en contextos macroeconómicos distintos. Por un lado, se muestra que no existen cambios considerables respecto del impacto negativo de la fertilidad en la probabilidad de trabajar. Por otro lado, sí se observan cambios importantes acerca de los impactos en el nivel de ingresos laborales reales y la jornada laboral.

Estos resultados econométricos pueden explicar las preferencias de fertilidad de las mujeres en Bolivia. Según la Encuesta de Demografía y Salud (EDSA, 2016) se observa que 60% del total de mujeres entre 18 y 44 años declararon que no quieren tener más hijos en el futuro. El 34% declaró que desea tener solo un hijo en el futuro (anexo A2). De este modo, esta configuración de las preferencias de la fertilidad posiblemente esté relacionado con el precio implícito de los hijos. Es decir, las mujeres más educadas y con ingresos medio-altos prefieren no tener más hijos porque internalizan un costo de oportunidad alto en el futuro. Asimismo, otro motivo puede estar relacionado con mujeres en situación de pobreza que no quieran tener más hijos porque relacionan este hecho con menores oportunidades laborales futuras⁴¹.

6. CONCLUSIONES

El estudio utiliza dos modelos econométricos para determinar el efecto causal de la fertilidad en los resultados laborales femeninos en Bolivia. El primero es propuesto por Agüero y Marks (2011) que emplea el **shock de infertilidad** reportada por las mujeres como instrumento. Angrist y Evans (1998) proponen el segundo modelo que usa a la **composición del sexo de los dos primeros hijos** como instrumento.

⁴¹ Asimismo, lo señalado anteriormente encuentra correspondencia con los datos acerca del tiempo de espera para el próximo hijo. En la Tabla A3 se muestra que el 78% de las mujeres entre 18 y 44 años desean esperar años para tener otro hijo y solo el 12% señala que quiere tener un hijo pronto o ahora. Entender la diferencia de años entre el primer y segundo hijo o entre el segundo y el tercero permite evidenciar que sí existe una planificación familiar en las parejas. En conclusión, una alta preferencia por esperar años para tener otro hijo muestra que las mujeres perciben que la tenencia de más hijos pequeños podría significar una desventaja.

En concreto, se demuestra que existe un efecto causal negativo de la fertilidad en la probabilidad de trabajar para ambos modelos. Según el modelo 1, la probabilidad de trabajar reduce en 14% por cada hijo menor a 18 años cuando se utiliza el instrumento del **shock de infertilidad** (área urbana, EDSA 2016). Según el modelo 2 se destacan tres resultados importantes. Primero, la fertilidad reduce la probabilidad de trabajar en 18% y 15% para 2001 y 2012, respectivamente (área urbana). Segundo, en el área urbana se encuentra que la probabilidad de trabajar por encima de una jornada laboral completa es positiva (21%) y negativa (17%) para el primer (MECOVI 2000-2001) y segundo (EH 2011-2012) periodo de estudio, respectivamente. Además, se observa que este impacto es positivo (37% y 38%) para jornadas laborales parciales en ambos periodos de estudio, respectivamente. Tercero, se evidencia que la fertilidad impacta negativamente en el nivel de ingresos laborales reales (base 2016) de la mujer en el área urbana. Al respecto, este impacto es igual a Bs. 227 y Bs. 326 para los cuantiles 0,5 y 0,8 de la distribución de ingresos, respectivamente (EH 2011-2012). Esto corrobora el argumento del precio implícito de los hijos de G. Becker (1993). Es decir, que a medida que se incrementa el ingreso, el precio o el costo de oportunidad de criar hijos es más alto.

Según la evidencia encontrada en este artículo, la tasa de ocupación femenina podría encontrarse en una tasa natural o estacionaria debido a que la relación causal entre la fertilidad y las probabilidades de trabajar se mantienen estables en el tiempo. Esto, asumiendo que el tiempo doméstico se explica casi por completo a partir del fenómeno de la maternidad. Adicionalmente, la economía informal podría convertirse en el medio de vida más conveniente para las mujeres con hijos por las ventajas que ofrece, sin embargo, la calidad del empleo informal no la convierte en una opción sostenible en el tiempo.

REFERENCIAS

- AARONSON, D.; R. DEHEJIA R; A. JORDAN; C. POP-ELECHES; C. SAMII y K. SCHULZE (2021). "The effect of fertility on mothers' labor supply over the last two centuries". *The Economic Journal* 131(633), pp. 1-32.
- ABADIE, A. (2000). *Semiparametric estimation of instrumental variable models for causal effects*. National Bureau of Economics Research. Consultado el 25 de mayo de 2021, <https://www.nber.org/papers/t0260>
- AGÜERO, J. M. y M. S. MARKS (2011). "Motherhood and female labor supply in the developing world evidence from infertility shocks". *Journal of Human Resources* 46(4), pp. 800-826.
- ANGRIST, J. D. (2001). "Estimation of limited dependent variable models with dummy endogenous regressors: simple strategies for empirical practice". *Journal of business & economic statistics* 19(1), pp. 2-28.
- ANGRIST, J. D. y W.N. EVANS (1996). "Children and their parents' labor supply: Evidence from exogenous variation in family size". *National bureau of economic research*. No. w5778.
- ANGRIST, J., y W. EVANS (1998). "Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size". *American Economic Review* 88(3), pp. 450-77.
- BADILLO, E. R.; L. M. CARDONA-SOSA; C. A. MEDINA-DURANGO; L. F. MORALES-ZURITA; C. M. POSSO-SUAREZ; C. POSSO y C. MEDINA (2019). "Twin instrument, fertility, and women's labor force participation: evidence from Colombian low-income families". Borradores de Economía; No. 1071. 5 de Junio de 2021, <https://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/9675>

- BANCO MUNDIAL (2020). Datos abiertos. Washington, Estados Unidos: BM. Disponible en: <https://datos.bancomundial.org/> [consultado el 7 de Junio de 2021].
- BECKER, G. S. (1993). *A Treatise on the Family*. Harvard university press, Massachusetts.
- BECKER G. y H. G. LEWIS (1973). "On the interaction Between the Quantity and Quality of Children". *Journal of Political Economy* 82, No 2, Part. 2, pp. 279-S288.
- BERNIELL, I.; M. L. BERNIELL; D. D. L. MATA; M. EDO; Y. FAWAZ; M. P. MACHADO y M. MARCHIONNI (2020). *Motherhood, labor market trajectories, and the allocation of talent: harmonized evidence on 29 countries*. Documentos de Trabajo del CEDLAS. 5 de junio de 2021, <http://sedici.unlp.edu.ar/handle/10915/109397>
- CABRERA, J. M. (2011). *Fertilidad e Ingresos*. Documentos de Trabajo. 20 de junio de 2021, https://www.bcu.gub.uy/Comunicaciones/Jornadas%20de%20Economa/t_cabrera_jose%20maria_2011_.pdf
- CACERES DELPIANO, J. (2012). "Impacts of family size on the family as a whole: Evidence from the developing world". *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 12(1). 7 de julio de 2021, <https://www.degruyter.com/document/doi/10.1515/1935-1682.2850/html>
- CHOQUE, E., SALAMANCA, C., e I. QUEHUI (2021). "Estimación de la manutención infantil para hogares monoparentales en las ciudades capitales de Bolivia". *Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico* (35), 59-94. DOI: <https://doi.org/10.35319/lajed.202135439>
- CONNELLY, R.; D. S. DEGRAFF; D. LEVISON y B. P. MCCALL (2006). "Tackling the endogeneity of fertility in the study of women's employment in developing countries: Alternative estimation strategies using data from urban Brazil". *Feminist Economics* 12(4), pp. 561-597.
- CRUCES, G. A. y S. GALIANI (2007). "Fertility and female labour supply in Latin America: new causal evidence". *Labor Economics* 14(3), pp. 565-573.
- FELITTI, K. (2008). "La explosión demográfica y la planificación familiar a debate: Instituciones, discusiones y propuestas del centro y la periferia". *Revista Escuela de Historia* 1(7), pp.1-20.
- GOLDIN, C. (1990). *Understanding the Gender Gap: An Economic History of American Women*. Oxford University Press. New York.
- GONZALES ZUAZO, Rodrigo. (2019). *Informality and Poverty in Bolivia: The Trade Boom and Its Aftermath*. ResearchGate. 21 de mayo de 2021, https://www.researchgate.net/publication/343318509_Informality_and_Poverty_in_Bolivia_The_Trade_Boom_and_Its_Aftermath.
- GUINNANE, T. W. (2011). "The Historical Fertility Transition: A Guide for Economists". *Journal of Economic Literature* 49(3), pp. 589-614.
- HANSEN, L. P. (1982). "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators". *Econometrica JSTOR* 50 (4), pp. 1029-1054.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA DEL ESTADO PLURINACIONAL DE BOLIVIA (2020). Encuesta de Demografía y Salud 2016. La Paz, Bolivia: INE. <https://www.ine.gob.bo/>. [consultado el 15 de junio de 2021].
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA DEL ESTADO PLURINACIONAL DE BOLIVIA (2020). Encuestas de Hogares 2000, 2001, 2011,2012. La Paz, Bolivia: INE. <https://www.ine.gob.bo/>. [consultado el 20 de junio de 2021].
- INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION (2013). *Measuring informality: A statistical manual on the informal sector and informal employment*. Geneva: International Labour Office. 20 de mayo de 2021, <https://www.voced.edu.au/content/ngv:59467>.
- LUNDBORG, P.; PLUG, E., y A. W. RASMUSSEN (2017). "Can women have children and a career? IV evidence from IVF treatments". *American Economic Review* 107(6), pp. 1611-37.
- PFLUEGER, C. E. y S. WANG (2015). "A robust test for weak instruments in Stata". *The Stata Journal* 15(1), pp. 216-225.
- ORGANIZACION DE NACIONES UNIDAS MUJERES (ONU mujeres) (2020). *El progreso de las mujeres en el mundo 2019 - 2020: Familias en un mundo cambiante*. 10 de julio de 2021, <https://www.unwomen.org/en/digital-library/progress-of-the-worlds-women>.
- SERIES DE MICRODATOS DE USO PUBLICO INTEGRADOS (2021). Censo de Población 2012. Estados Unidos: IPUMS. <https://www.ipums.org/> [consultado el 8 de julio de 2021].

- SERRA, A. M. (2017). “Esterilizaciones (forzadas) en Perú: Poder y configuraciones narrativas”. *Revista de Antropología Iberoamericana* 12(1), pp. 31-52.
- STYCOS, M. (1967). “Politics and population control in Latin America”. *World Politics* 20(1), pp. 66-82.
- TORTAROLO, D. (2015). “Female Labor Supply and Fertility. Causal Evidence for Latin America”. *Revista de Economía Política de Buenos Aires* (13), pp. 38-52.
- WILLIS, R. (1987). “What Have We Learned from the Economic of the Family?”. *American Economic Review* 77, pp. 68-81.

ANEXOS

TABLA A1

FERTILIDAD Y EMPLEO MASCULINO

Nivel	VD: trabajó la semana pasada	2001			2012		
		Di exógeno	Di endógeno		Di exógeno	Di endógeno	
		<i>Probit</i> ¹	GMM ²	IV causal lineal	<i>Probit</i> ¹	GMM ²	IV causal lineal
		A	B	C	A	B	C
Bolivia	Más de dos hijos	-0,02*** (0,00)	0,21 (0,22)	0,05*** (0,01)	-0,001 (0,004)	0,20 (0,14)	0,07*** (0,01)
	Montiel-Pflueger (F)		18,64			34,4	
	Hansen P-valor		0,59			0,71	
	Observaciones	36.998	36.998	32.655	33.663	33.663	32.168
Urbana	Más de dos hijos	-0,03*** (0,01)	-0,07 (0,17)	0,04** (0,02)	0,01** (0,00)	0,11 (0,11)	0,06*** (0,01)
	Montiel-Pflueger (F)		24			36	
	Hansen P-valor		0,07			0,10	
	Observaciones	22.723	22.723	20.509	22.858	22.858	22.127
Rural	Más de dos hijos	-0,00 (0,01)	4,18 (14,57)	0,08*** (0,02)	-0,01 (0,01)	0,67 (8,3)	0,09*** (0,02)
	Montiel-Pflueger (F)		0,26			2,89	
	Hansen P-valor		0,12			0,06	
	Observaciones	14.275	14.275	12.146	10.805	10.805	10.041

Fuente: Elaboración propia a base de datos del Censo 2001 y 2012 en IPUMS.

Significativo al *** p<0,01, ** p<0,05 - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

Notas: (1) En las columnas "A" se aplicaron factores de expansión, con excepción del censo 2001.

(2) En las columnas B se aplica el método generalizado de momentos (GMM) con el instrumento mismo sexo de los dos primeros hijos, además se aplican *bootstrap* a los errores con 500 réplicas.

(3) La prueba de Montiel-Pflueger (2015) utiliza el método generalizado de momentos (GMM) con el instrumento mismo sexo de los dos primeros con errores robustos.

(4) La prueba de Hansen (1982) toma en cuenta dos instrumentos que son: dos primeros hijos varones y dos primeros hijos mujeres, además se aplican *bootstrap* a los errores con 500 réplicas.

TABLA A2

PREFERENCIAS DE FERTILIDAD

Preferencias de fertilidad en el futuro	Frecuencia	Porcentaje
Tener (un / otro) hijo	1.294	34
No más hijos/ ningún hijo	2.252	60
No puede quedar embarazada	73	2
Indecisa / no sabe, pero: no embarazada	97	3
Indecisa / no sabe, pero: embarazada	40	1
Total	3.756	100

Fuente: Elaboración propia a base de datos de EDSA 2016, INE.

Nota: Las estimaciones consideran el diseño complejo de la muestra.

TABLA A3

TIEMPO DE ESPERA PARA EL PROXIMO HIJO

Tiempo	Frecuencia	Porcentaje
Meses	75	6
Años	1.013	78
Pronto/ahora	160	12
No puede quedar embarazada	14	1
Después del matrimonio	10	1
Otro (especifique)	2	0
No sabe	20	2
Total	1.294	100

Fuente: elaboración propia a base de datos de EDSA 2016, INE.