

**Universidad Mayor de San Andrés**  
**Facultad de Ciencias Económicas y Financieras**  
**Carrera de Economía**



**Tesis de Grado**

**Mención:** Análisis Económico

---

**Incidencia del Costo de la Maternidad Sobre el Desempeño de  
la Mujer en el Mercado Laboral entre 2004 – 2019**

---

Investigación realizada en cumplimiento de los requisitos para optar por el grado académico de:

LICENCIADO EN ECONOMÍA

**Postulante:** Choque Sánchez, Elvis Edison

**Docente tutora:** Navia Cáceres, Shirley

**Docente relatora:** Ramos Machaca, Ivon Mercedes

La Paz – Bolivia  
2021

## Dedicatoria

Dedicada a mis padres: Edwin y Rofalia por su amor, hoy soy lo que soy gracias a ellos. Para mis hermanos: Gilmar y Gabriel para que sigan el sendero del esfuerzo y la dedicación en sus vidas. Finalmente, para mi abuelita Lucia; los años de vida que le regalo Dios no fueron suficientes para acompañarme en este día tan especial. La llevo siempre en mi corazón.

## Agradecimientos

Agradezco a Shirley Navia e Ivon Ramos por el tiempo dedicado a la revisión de la tesis. Sus aportes y recomendaciones me ayudaron a mejorar el documento para su culminación. Adicionalmente, quiero agradecer a profesores que supieron transmitirme la pasión que provoca la fascinante carrera de Economía. Ellos son Osvaldo Nina, Marcelo Montenegro, Fernando Untoja, Ivan Velásquez, Andrés Gutiérrez y Alberto Bonadona.

También agradezco a José Miguel Molina por sus valiosos comentarios y a Rodrigo Gonzales por el apoyo material bibliográfico.

## Tabla de contenido

I. Introducción.....	1
II. Marco Metodológico .....	4
2.1. Delimitación del Tema.....	4
2.1.1. Delimitación Temporal .....	4
2.1.2. Delimitación Espacial.....	4
2.1.3. Delimitación Institucional.....	4
2.2. Planteamiento del Objeto de Investigación.....	4
2.3. Planteamiento del Problema de Investigación .....	4
2.3.1. Formulación del Problema de investigación.....	7
2.3.2. Pregunta de Investigación .....	7
2.4. Justificación.....	8
2.4.1. Justificación Económica .....	8
2.4.2. Justificación Teórica .....	8
2.4.3. Justificación Social .....	9
2.4.4. Justificación para la Mención.....	9
2.5. Objetivos .....	10
2.5.1. Objetivo General.....	10
2.5.2. Objetivos Específicos .....	10
2.6. Hipótesis.....	10
2.7. Identificación de Variables.....	10
2.8. Metodología de Investigación .....	11
2.8.1. Método de la Investigación.....	11
2.8.2. Tipo de Investigación.....	11
2.8.3. Instrumentos de Investigación .....	11
2.8.4. Fuentes de Información .....	12
2.8.5. Documental .....	12
2.8.6. Estadística.....	12
2.8.7. Teórica .....	12
2.8.8. Procesamiento de la Información .....	13
III. Marco Normativo e Instituciones: Políticas del Cuidado y Maternidad.....	15
3.1. Penalidades sobre el Salario y Licencias por Maternidad.....	16
3.2. Políticas Laborales para las Mujeres con Hijos en Bolivia .....	19
IV. Marco Teórico.....	26
4.1. Teoría Económica .....	27
4.1.1. Economía Laboral y Oferta de Trabajo .....	27
4.1.2. Teoría del Capital Humano .....	29
4.1.3. Teoría sobre la Discriminación.....	31
4.1.4. Tratado sobre la Familia y Análisis Económico de la Fertilidad.....	32
4.1.5. Teoría la sobre Producción Doméstica y Oferta de Trabajo.....	33
4.2. Estado del Arte.....	38
4.2.1. Educación, Estructura familiar y Fertilidad .....	38
4.2.2. Fertilidad, Tipo de empleo, Sector ocupacional y Jornada laboral.....	42
4.2.3. Causalidad entre la Fertilidad y los Resultados Laborales .....	45
4.3. Modelos Econométricos .....	50
4.3.1. Modelo 1: Regresión de Variables Instrumentales (2SLS).....	50
4.3.2. Modelo 2: Modelo Casi Saturado con Regresores Endógenos Ficticios.....	52

V. Marco Práctico .....	56
5.1. Hechos Estilizados: Preferencias sobre la Fertilidad .....	56
5.2. Modelo 1: Regresión de Variables Instrumentales (2SLS).....	59
5.2.1. Los Datos .....	59
5.2.2. Resultados de las Estimaciones .....	62
5.3. Modelo 2: Modelo Casi Saturado con Regresores Endógenos Ficticios .....	64
5.3.1. Los Datos .....	64
5.3.2. Resultados de las Estimaciones .....	72
VI. Conclusiones y Consideraciones Finales .....	85
Referencias Bibliográficas .....	87
VII. Anexos y Apéndice Econométrico .....	93
7.1. Anexos .....	93
7.2. Apéndice Econométrico.....	97

## Índice de tablas

Tabla 1: Operacionalización de variables .....	10
Tabla 2: Licencias por maternidad en Países Latinoamericanos .....	18
Tabla 3: Beneficios legales de la maternidad.....	21
Tabla 4: Preferencias de fertilidad .....	58
Tabla 5: Tiempo de espera para el próximo hijo.....	58
Tabla 6: Estadísticos descriptivos EDSA 2016.....	60
Tabla 7: Fertilidad y tasa de ocupación femenina (hijos menores a 18 años).....	63
Tabla 8: Fertilidad y tasa de ocupación femenina (hijos menores a 13 años).....	63
Tabla 9: Estadísticos descriptivos de los censos de población 2012 <sup>2</sup> .....	66
Tabla 10: Estadísticos descriptivos de las encuestas de hogares (Área Urbana) .....	67
Tabla 11: Fertilidad y empleo femenino .....	73
Tabla 12: Hijos menores a 12 años y empleo femenino (área urbana) .....	74
Tabla 13: Fertilidad, estado conyugal y empleo femenino (área urbana).....	76
Tabla 14: Fertilidad, horas trabajadas semanales e ingresos reales (área urbana).....	77
Tabla 15: Efectos del tratamiento sobre la distribución de las horas trabajadas (área urbana).....	78
Tabla 16: Efecto del tratamiento cuantílico (área urbana) .....	79
Tabla 17: Fertilidad, horas trabajadas e ingresos reales por tipo de empleo (área urbana) .....	80
Tabla 18: Fertilidad y distribución de horas trabajadas por tipo de empleo (área urbana) .....	81
Tabla 19: Efecto del tratamiento cuantílico por tipo de empleo (área urbana).....	82

## Índice de Figuras

Figura 1: Tasa de participación laboral femenina y tasa de fertilidad .....	56
Figura 2: Promedio de hijos según edad de la mujer y el estatus de fertilidad .....	61
Figura 3: Tasa de ocupación femenina (área urbana) .....	68
Figura 4: Promedio de horas trabajadas semanales <sup>2</sup> en la ocupación principal según sexo (área urbana).....	69
Figura 5: Ingreso promedio real según presencia de hijos en Bs./mes (área urbana) .....	71

## Índice de Anexos

Figura A1: Perspectiva histórica de la tasa de participación laboral femenina y la fertilidad .....	93
Figura A2: Tasa de fertilidad deseada.....	93
Figura A3: Tasa de ocupación femenina (área rural).....	94
Figura A4: Promedio de horas trabajadas semanales <sup>2</sup> en la ocupación principal según sexo (área rural).....	94
Figura A5: Ingreso promedio real según presencia de hijos Bs/mes (área rural) .....	95
Figura A6: Población femenina ocupada según categoría ocupacional (en %).....	95
Tabla A1: Correlación entre el instrumento y la variable endógena.....	96
Tabla A2: Fertilidad y empleo masculino (área urbana).....	97

# **Incidencia del Costo de la Maternidad Sobre el Desempeño de la Mujer en el Mercado Laboral entre 2004 y 2019**

Por: Elvis Edison Choque Sánchez

Shirley Navia Cáceres  
**Docente tutora**

Ivon Mercedes Ramos Machaca  
**Docente relatora**

## **Resumen**

La tesis evalúa el impacto de un incremento de marginal del número de hijos sobre los resultados laborales para mujeres entre 18 y 44 años. Se utiliza el método de variación exógena del tamaño del hogar para realizar una inferencia causal de los resultados. De este modo, se utilizan dos instrumentos que son: **el shock de infertilidad** (Agüero, 2011) y **la composición del sexo de los dos primeros hijos** (Angrist y Evans, 1998). Los mismos permiten capturar una variación exógena del número de hijos en el hogar para estimar un efecto causal de la fertilidad sobre los siguientes resultados laborales: empleo, jornada laboral y nivel de ingresos reales. Además, se utilizan la Encuesta de Demografía y Salud (EDSA, 2016), el CENSO de población 2012 y las Encuestas de Hogares 2011 y 2012, todas provistas por el Instituto Nacional de estadística (INE). Se evidencia que, en el sector informal, la probabilidad de trabajar reduce en 14% por cada hijo menor a 18 años cuando se utiliza el instrumento: **shock de infertilidad** (área urbana). Adicionalmente, cuando se utiliza el instrumento: **composición del sexo de los dos primeros hijos**, se encuentran dos resultados destacables para las trabajadoras informales. Primero, las probabilidades de trabajar una jornada completa reducen en 14% cuando las mujeres tienen más de dos hijos menores a 18 años. Segundo, un incremento marginal de la tasa de fertilidad causa una reducción del nivel de ingresos reales. Por ejemplo, estos impactos negativos son iguales a Bs. 227 y Bs. 570 para los cuantiles 0,5 y 0,8 respectivamente. Finalmente, estos hallazgos resaltan la importancia de implementar políticas públicas que mejoren la calidad de inserción al mercado laboral de las madres y se destaca el uso de métodos cuantitativos robustos que permiten el avance de la ciencia rigurosa en Bolivia.

**Palabras Clave:** variable instrumental, fertilidad, causalidad, resultados laborales

**CAPITULO I**  
**INTRODUCCIÓN**

## **I. Introducción**

La histórica transición de la fertilidad jugo un rol importante en las economías modernas. Este proceso signífico una caída en la tasa de fertilidad en Europa y América del Norte a finales del siglo 19 y comienzos del siglo 20. 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 comenzaron un repunte a partir de la segunda mitad del siglo XIX (Guinnane, 2011, p. 597)<sup>1</sup>.

En el siglo XX, posterior a la segunda guerra mundial (1945) el crecimiento acelerado de la población se convirtió en un problema a nivel global. En la década de los 50's y 60's se plantea la hipótesis de la relación positiva entre mayores tasas de fertilidad y mayores niveles de pobreza, analfabetismo, migración e inestabilidad política (Felitti, 2008). De este modo, los países del tercer mundo eran los blancos para que las potencias mundiales decidieran intervenir con políticas que controlen el crecimiento poblacional.

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 un proyecto internacional. Esto porque la hipótesis de la relación directa entre fertilidad y niveles de pobreza en países del tercer mundo tomaba mayor importancia para el desarrollo de la economía mundial.

Entre 1996 y 2000, con el apoyo financiero de Estados Unidos, el ex presidente del Perú A. Fujimori implemento una política de planificación antinatalista. "...esta política se enfocó en disminuir los nacimientos de las familias más pobres que, en un país

---

<sup>1</sup> Siguiendo a las Normas APA 7ma edición y las recomendaciones de los manuales editoriales del Banco Interamericano de Desarrollo (BID, 1998), las referencias bibliográficas no se incluyen en los pies de página. La excepción a esta norma son las citas textuales o si el documento no tiene una bibliografía consolidada. Por ejemplo: un discurso o el Estudio Económico de América Latina y el Caribe (CEPAL, 2011). Adicionalmente, la tesis considera utilizar los pies de página para mostrar las fuentes o referencias bibliográficas de trabajos cuya autoría sea institucional.

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 históricos descritos anteriormente motivan la elaboración de la tesis puesto que se relacionan a la fertilidad e indicadores del mercado laboral como variables de interés para los hacedores de política pública. 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.

Dado que en la práctica no se pueden realizar experimentos controlados que asignen aleatoriamente los hijos, la literatura económica propone utilizar experimentos naturales que instrumentalizan la fertilidad y permiten medir su impacto sobre variables del mercado laboral. De este modo, se utilizan al **shock de infertilidad** (Agüero, 2011) y a la **composición del sexo de los dos primeros hijos** (Angrist y Evans, 1998) como instrumentos.

De este modo, se utiliza la metodología propuesta por Angrist y Evans (1998) y Agüero (2011) para determinar el impacto de la fertilidad sobre los siguientes resultados laborales para mujeres entre 18 y 44 años: empleo, jornada laboral y nivel de ingresos reales. Asimismo, se muestra el cambio de estos impactos de acuerdo a regiones geográficas, tipo de empleo (formal e informal) y la edad de los hijos. Para este procedimiento se utilizan el CENSO de población 2012 y las Encuestas de Hogares (EH) 2011 y 2012 provistas por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

El capítulo 2 ofrece la exposición del marco metodológico de la tesis, para luego pasar al marco normativo e instituciones que tratan el tema de las políticas del cuidado con énfasis en la maternidad (capítulo 3). Luego, el capítulo 4 describe los principales mensajes de la teoría económica y expone los modelos econométricos que se utilizan en el estudio. Los hechos estilizados y los resultados se presentan en el capítulo 5. Finalmente, la tesis presenta las principales conclusiones y consideraciones finales del trabajo.

**CAPITULO II**

**MARCO METODOLÓGICO**

## **II. Marco Metodológico**

### **2.1. Delimitación del Tema**

#### ***2.1.1. Delimitación Temporal***

La investigación se encuentra delimitada temporalmente en un periodo de análisis de 16 años entre 2004 y 2019.

#### ***2.1.2. Delimitación Espacial***

El estudio considera a las áreas urbanas y rurales del territorio boliviano.

#### ***2.1.3. Delimitación Institucional***

Se toma en cuenta a la Ley General del Trabajo, entre otros decretos y leyes para estudiar los beneficios vigentes para las madres en Bolivia.

### **2.2. Planteamiento del Objeto de Investigación**

Impactos de la fertilidad sobre los resultados laborales de la mujer entre 2004 y 2019

### **2.3. Planteamiento del Problema de Investigación**

La maternidad es un fenómeno social y biológico que cambia el patrón de comportamiento de los hogares y, con mayor relevancia, cambia la trayectoria de la vida laboral de las mujeres (Dueñas y Moreno, 2018). La literatura económica ha estudiado el costo de la crianza de niños en el hogar desde el punto de vista directo o indirecto.

Por un lado, el costo directo se refiere al costo monetario necesario para criar a los niños. Este gasto está relacionado con el sustento económico para los niños en alimentación, ropa, educación, salud, recreación, entre otros<sup>2</sup>. Por otro lado, el costo indirecto está relacionado con los ingresos perdidos, las oportunidades laborales perdidas y el costo del tiempo no remunerado como consecuencia de la maternidad (Robb, 2019; Frankel *et al.*, 2016).

---

<sup>2</sup> Véase el estudio realizado para Bolivia por E. Choque *et al.* (2021).

El costo indirecto de los niños también es denominado como precio implícito. Este se refiere a que el precio implícito de los niños es más alto cuando más años de educación o experiencia laboral tiene la mujer (Becker, 1993). Posiblemente, esta relación positiva sea más preponderante en hogares de ingresos altos<sup>3</sup>.

La literatura económica ha reconocido que el estudio de los efectos de la fertilidad sobre la educación, los ingresos y la tasa de participación laboral son de importancia en un contexto donde existe una reconfiguración de la estructura familiar a nivel mundial (Organización de las Naciones Unidas para las Mujeres [ONU mujeres], 2020). La expansión de la participación de la mujer en el mercado laboral a partir de la segunda mitad del siglo XX fue considerable. Sin embargo, en Latinoamérica se evidencia una desaceleración de tal avance a partir de inicios de los años 2000 (Gasparini y Marchionni, 2015).

Se evidencia que “la tasa de fecundidad en Bolivia fue igual a 6,36 hijos por mujer en 1960, posteriormente la tasa redujo a 2,89 hijos por mujer en 2015” (Banco Mundial, 2020)<sup>4</sup>. De este modo, se muestra una tendencia fue decreciente desde 1960 hasta la actualidad. “La tasa de fecundidad puede llegar en 2020 a 2,7 hijos por mujer en edad fértil” según estimaciones del Instituto Nacional de Estadística (INE, 2020)<sup>5</sup>. Sin embargo, Bolivia aún sigue por encima del promedio de la región, Estados Unidos y algunos países de Asia Oriental. Con esto se muestra que las mujeres han tenido menos hijos en promedio en los últimos 60 años. Entonces, las mujeres con menor cantidad de hijos, tienen menos restricciones para acceder al mercado laboral, esto bajo el supuesto de que el factor de la maternidad sea el más preponderante a la hora de decidir sobre la participación en el

---

<sup>3</sup> De esto modo, en algunos casos es preferible contratar los servicios de una niñera para evitar que la madre salga del mercado laboral.

<sup>4</sup> Véase Banco Mundial (2020). *Datos abiertos*. Washington, Estados Unidos: BM.

<sup>5</sup> Ver Instituto Nacional de Estadística del Estado Plurinacional de Bolivia. (2020). *Proyecciones*. La Paz, Bolivia: INE

mercado laboral<sup>6</sup>. Sin embargo, tal especulación debe considerar un marco analítico más robusto para tener una respuesta que se aproxime a la realidad.

Posiblemente, la tendencia creciente de la tasa de matriculación en centros educativos para las mujeres explique la reducción de la fertilidad en los países en desarrollo. En Bolivia, los logros educativos de las mujeres en las últimas décadas son destacables. Entre el año 2000 y 2018, el porcentaje de mujeres que lograron una educación técnica o universitaria paso del 26% al 38% (Yáñez y Echenique, 2019). Siguiendo a Becker (1993) se observa que el precio implícito de los niños aumento en las dos últimas décadas, como consecuencia, en promedio las mujeres decidieron tener menos hijos.

Se entiende que las mujeres internalizan el costo indirecto de la maternidad con mayor profundidad en comparación a los hombres. Es decir, las mujeres conocen las consecuencias de la maternidad antes de ser madres y, de este modo, ellas configuran su tiempo de trabajo de una manera específica a lo largo de su vida reproductiva y laboral. Por ejemplo, ellas consideran que finalizar sus estudios universitarios antes de ser madres es preferible porque ellas conocen (pese a no experimentarlo) las consecuencias de la maternidad, y prevén que la tarea ser madres y estudiantes al mismo tiempo seria compleja.

Generalmente, los estudios del costo indirecto de los niños estiman las penalizaciones de la maternidad sobre el ingreso laboral de la mujer (López *et al.*, 2018). Además, la literatura ha encontrado evidencia acerca de la relación entre los ingresos perdidos por causa de la maternidad y el incremento de las brechas salariales por género (Harkness y Waldfogel, 2003).

Adicionalmente, los costos indirectos están relacionados con la segregación ocupacional y sectorial de las mujeres. Ellas cuando son madres, buscan empleos con horarios flexibles que les permita equilibrar su tiempo en el hogar y el trabajo. De este modo, las mujeres

---

<sup>6</sup> Otros factores que influyen sobre las decisiones laborales de las mujeres pueden ser institucionales, culturales o personales. Sin embargo, antes de descartar a la fertilidad como causante de la reducción de la tasa de participación laboral femenina es necesario conocer formalmente los estudios que abordan la temática

tienen más probabilidad de trabajar en el sector informal (Yáñez y Echenique, 2019) y, además, están sobrerrepresentadas en el sector de servicios, que son sectores económicos con bajos ingresos (Urquidi *et al.*, 2020).

Hasta aquí se ha mostrado que existen estudios sobre los efectos de la fertilidad sobre la tasa de participación laboral femenina, el nivel de ingreso, el tipo de trabajo y la calidad de vida de las mujeres. Sin embargo, existe un problema que poco se ha abordado para países en desarrollo. Este problema se denomina: endogeneidad. Por un lado, porque el nivel de ingresos y la condición del trabajo de las mujeres determinan la cantidad de hijos. Por ejemplo, las mujeres con más años de educación y, por tanto, más ingresos deciden tener menos hijos porque el precio implícito de los niños es alto (Becker, 1993). Por su lado, la cantidad de hijos también determina las horas de trabajo y el nivel de ingreso de las mujeres, sobre todo cuando tienen hijos pequeños (Angrist, 2001 y Cabrera, 2011).

En concreto, la problemática consiste en conocer el efecto causal de la fertilidad sobre el empleo, las horas trabajadas y el nivel de ingresos reales de las mujeres. De este modo, es necesario resolver el problema de endogeneidad. En países en desarrollo, los estudios son pocos y para el caso boliviano se tiene evidencia hasta el año 2001 (Tortarolo, 2014). Desde entonces, la temática no ha sido abordada por otros investigadores nacionales o internacionales para Bolivia.

### ***2.3.1. Formulación del Problema de investigación***

La determinación del efecto causal de la fertilidad sobre los resultados laborales femeninos tiene problemas de endogeneidad y provoca que los resultados sean sesgados e inconsistentes.

### ***2.3.2. Pregunta de Investigación***

La pregunta de investigación es:

¿Cuál es el efecto causal de la fertilidad sobre los resultados laborales femeninos?

## **2.4. Justificación**

### ***2.4.1. Justificación Económica***

Figuroa (2003) ubica a la causalidad como el objetivo central del proceso de investigación científica. El autor afirma que el objetivo central de las ciencias sociales es establecer relaciones causales, y que este estudio debería partir de un modelo teórico. En suma, la causalidad la convierte en una ciencia útil. Asimismo, uno de los enfoques de la explicación científica establece que la explicación a partir de la causalidad es un objetivo de la filosofía de la ciencia (Hausman, 2001).

De este modo, el estudio de la causalidad en la ciencia económica es fundamental para explicar el mecanismo que relaciona a las variables independientes con la variable dependiente. A partir de una estimación causal confiable se pueden establecer políticas públicas que mejoren las condiciones de la población.

Desde el punto de vista microeconómico, determinar la causalidad entre fertilidad y las condiciones laborales podría predecir un comportamiento futuro de la estructura familiar y, a partir de este, el consumo futuro de los hogares. Por otro lado, desde el punto de vista macroeconómico, un cambio de la fertilidad y de las condiciones laborales podrían determinar un cambio en la pirámide poblacional con implicancias en el sistema de pensiones. Con todo esto, se inicia un estudio que más adelante se puede convertir en un proyecto de investigación más grande.

### ***2.4.2. Justificación Teórica***

Las decisiones sobre la jornada laboral y las expectativas sobre la remuneración económica son temáticas de interés en el campo de la economía laboral. En concreto, es de interés para los economistas laborales conocer los determinantes de la tasa de participación laboral para proponer políticas activas o pasivas sobre el empleo. Asimismo, el estudio de la tasa de participación laboral conlleva el estudio de la normativa vigente y las regulaciones sobre el cumplimiento de los derechos de los trabajadores. De este modo,

la tesis ofrece una revisión de la teoría económica y la normativa vigente sobre la condición laboral de la mujer en Bolivia.

Adicionalmente, la tesis aporta a la discusión teórica sobre los modelos econométricos que estudian temáticas laborales como ser: la participación laboral, la jornada laboral y el nivel de ingresos. En concreto, se discuten las formas de lidiar con el problema de endogeneidad entre la fertilidad y los resultados laborales.

#### ***2.4.3. Justificación Social***

Gary Becker (1993) condujo a la economía por senderos con aplicaciones en el campo social. Becker escribió sobre la familia, el matrimonio, la discriminación y el uso del tiempo entre otros temas. Su obra titulada: “Un Tratado Sobre La Familia” desarrolla un capítulo entero sobre la demanda de niños. Donde el autor plantea un modelo teórico para mostrar los determinantes de la demanda de niños y la fertilidad.

La tesis propone abordar el análisis económico – social de la fertilidad de las mujeres y sus implicancias en el mercado de trabajo, así como también sobre el rol de la mujer en la nueva estructura familiar vigente en la actualidad.

#### ***2.4.4. Justificación para la Mención***

La mención de análisis económico, según el plan de estudios de 2012, tiene los insumos adecuados para analizar el problema de investigación. De este modo, la investigación se relaciona con la mención porque contiene planteamientos teóricos de la Economía del Bienestar y utiliza métodos cuantitativos de la microeconomía aplicada en temáticas sociales y la evaluación de impacto.

## 2.5. Objetivos

### 2.5.1. *Objetivo General*

Determinar el efecto causal de la fertilidad sobre los resultados laborales femeninos.

### 2.5.2. *Objetivos Específicos*

**OE.1.** Cuantificar el efecto causal de la fertilidad sobre la probabilidad de trabajar.

**OE.2.** Estimar el efecto causal de la fertilidad sobre las horas trabajadas.

**OE.3.** Evaluar el efecto causal de la fertilidad sobre el nivel de ingresos reales.

## 2.6. Hipótesis

La fertilidad provoca efectos causales negativos sobre los resultados laborales femeninos.

## 2.7. Identificación de Variables

La tabla 1 presenta las variables independientes y dependientes consideradas en el estudio. Asimismo, se identifica a la variable fertilidad como endógena y se proponen dos instrumentos para corregir el problema.

**Tabla 1: Operacionalización de variables**

Descripción	Variables económicas	Descripción
<b>Variables dependientes</b>	Empleo	Condición de ocupada: si trabajo por lo menos una hora la semana anterior a la encuesta
	Jornada laboral	Horas de trabajo semanal
	Remuneración económica	Ingreso laboral real en Bs/mes
<b>Variables independientes</b>	Fertilidad (endógena)	Número de niños por rangos de edad
	Características sociales	Educación, experiencia, edad, edad del primer embarazo, región, pareja, etnia, edad, abuelos
	Infertilidad (instrumento)	Infertilidad reportada por la mujer
	Composición del sexo de los dos primeros hijos (instrumento)	Sexo de los dos primeros hijos

Fuente: elaboración propia

## **2.8. Metodología de Investigación**

### ***2.8.1. Método de la Investigación***

El método de investigación es de carácter hipotético deductivo (HD)<sup>7</sup>. Como afirma Schwartz (1997) el método HD no es fiable, sino crítico y empírico para el conocimiento científico. Sus bases se encuentran en los planteamientos de K. Popper o el falsacionismo Popperiano. Este modo de hacer ciencia establece que una teoría no puede ser verificable, sino falsable. Es decir, el objetivo de la ciencia es falsar una hipótesis, donde lo que se intenta es concentrar evidencia empírica que refute una hipótesis. De no encontrar evidencia contra la hipótesis, la teoría de la que proviene la hipótesis queda corroborada, pero nunca verificada (Mendoza, 2014).

Se advierte que en el proceso de falsación de las teorías existe un problema lógico. Este establece que la refutación de una teoría, puede depender también de la teoría estadística usada. Por tanto, los procesos de inferencia estadística y la robustez de las estimaciones introducen distorsiones en el proceso de falsación de una teoría (Figuroa, 2009).

### ***2.8.2. Tipo de Investigación***

El tipo de investigación es de carácter “cuantitativo” porque se utilizan bases de datos a nivel de los hogares. Asimismo, el carácter cuantitativo de la tesis permite el uso de herramientas estadísticas y econométricas como el Stata 16 MP y la programación en Stata.

### ***2.8.3. Instrumentos de Investigación***

Los instrumentos de investigación que se emplean son: la matemática, la estadística y la micro econometría aplicada.

---

<sup>7</sup> Particularmente se sigue las sugerencias de Mendoza (2014) es su obra titulada: “Como Investigan los Economistas”.

#### **2.8.4. Fuentes de Información**

La tesis utiliza fuentes de información secundaria publicados por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Además, se consultan revistas científicas disponibles en el Google Académico, Research Gate, Stata Corp., entre otros.

#### **2.8.5. Documental**

Se utilizan los siguientes documentos:

- Publicaciones de prensa especializada en boletines y suplementos económicos.
- Decretos Supremos y leyes promulgadas durante el periodo de estudio.
- Revistas científicas en Economía y Sociología.

#### **2.8.6. Estadística**

Para la elaboración de gráficos y cuadros estadísticos se utiliza las bases de micro datos del INE (Instituto Nacional de Estadística) y el CENSO de población y vivienda 2012 disponible en la serie de micro datos de uso público integrados (IPUMS).

#### **2.8.7. Teórica**

Para el análisis de la investigación se toman en cuenta a las siguientes teorías económicas:

- La teoría de la Economía Laboral
- La Teoría del Capital Humano
- El Tratado sobre La Familia y análisis económico de la fertilidad
- La Teoría de la Discriminación
- Teoría la sobre producción doméstica y oferta de trabajo

### ***2.8.8. Procesamiento de la Información***

Las bases de micro datos de las Encuestas de Hogares (EH) tienen adjuntos documentos metodológicos que permiten replicar y construir indicadores. Por tanto, esto permite adaptar la investigación a rigurosidades técnicas porque se aplican los ajustes por muestreo complejo para realizar una correcta inferencia de las estimaciones.

**CAPITULO III**

**MARCO NORMATIVO E  
INSTITUCIONES: POLÍTICAS  
DEL CUIDADO Y  
MATERNIDAD**

### **III. Marco Normativo e Instituciones: Políticas del Cuidado y Maternidad**

Las políticas del cuidado tienen el importante rol de prevenir los problemas que vulneran los derechos de la infancia, los adultos mayores, las personas con discapacidad, los enfermos y las mujeres y los hombres con responsabilidades familiares. En el objetivo 5 de la agenda 2030 de Desarrollo Sostenible se describen los alcances para una sociedad más igualitaria. Además, se incluye el mandato de reconocer y valorar el cuidado no remunerado y el trabajo doméstico (Wanderley, 2019).

Los cambios demográficos y el incremento de la participación de las mujeres en el mercado laboral provocan un cambio en la estructura familiar. Si las madres trabajan, posiblemente su rol educador en los hogares tienda a reconfigurarse en el tiempo. Y peor aún, desaparezca por completo. Tal ausencia durante las primeras etapas de la infancia podría provocar efectos permanentes en el desarrollo cognitivo y emocional de los niños (Heckman, 2017).

Con lo expuesto hasta aquí, se considera que la maternidad es un fenómeno social que tiene implicaciones económicas y que su análisis es relevante para el estudio del bienestar social y las políticas del cuidado en Bolivia.

Antes de revisar la normativa vigente desde la Ley General del Trabajo hasta los decretos y las reglamentaciones, se debe considerar el fenómeno económico de la informalidad o economías sumergidas en el país. Esto debido a que el alcance de la normativa vigente es limitado a las trabajadoras del sector formal de la economía. Según un estudio del Fondo Monetario Internacional (FMI), Bolivia tiene la mayor tasa de informalidad sobre el producto interno bruto (62.3%) entre 1999 y 2015. La muestra para este estudio comprende a 158 países en el mundo (Medina y Schneider, 2018).

Otras estimaciones muestran que países emergentes y en desarrollo tienen al 70% de su población trabajando en el sector informal. La definición de la informalidad generalmente toma en cuenta a la ausencia del número de identificación tributaria lo cual hace que el

negocio o empresa este al margen de los beneficios del marco regulatorio para los trabajadores (ILO, 2018b)<sup>8</sup>.

De este modo, el criterio de la informalidad es fundamental para diferenciar el impacto del marco regulatorio en beneficio de los trabajadores y, particularmente, de las trabajadoras madres. El capítulo se divide en dos partes. Primero, se analizan las principales políticas del cuidado con respecto a las licencias por maternidad. También se presentan estudios sobre las penalizaciones de la maternidad sobre los salarios en América Latina y algunos países desarrollados. Segundo, se describen los principales aspectos del marco regulatorio en beneficio de las madres bolivianas tanto en empleos formales como informales.

### **3.1. Penalidades sobre el Salario y Licencias por Maternidad**

Los primeros estudios de Mincer (1974) y Becker (1985) buscaban estimar el impacto de la maternidad sobre los salarios. Los resultados sugerían que las diferencias en la experiencia laboral explicaban la brecha salarial entre madres y mujeres sin hijos. Esto debido a que las madres se dedicaban a la crianza de sus hijos y, por tanto, experimentaban una reducción de su productividad laboral.

Según Todd (2001), Reino Unido y Australia son los países con las mayores penalizaciones sobre los salarios para mujeres con dos hijos. Estas penalizaciones son iguales al 25.5% y 12% respectivamente. Los países que siguen en la lista son: Estados Unidos y Alemania con diferencias 10.5% y 10.7%. Harkness y Waldfogel (2003) estiman que Canadá, Finlandia y Suecia son los países que presentan menores diferencias salariales (5%). Para el caso de EE.UU. y Reino Unido, las brechas salariales entre madres y mujeres sin hijos se explican por las diferencias en las jornadas laborales para ambos grupos.

---

<sup>8</sup> Por ejemplo, los trabajadores (as) no tienen acceso al seguro médico y tampoco aportan para la jubilación.

Piras y Ripani (2005) evidencian los efectos de la maternidad sobre los salarios sin corregir el sesgo de selección para Bolivia, Brasil, Ecuador y Perú. En este último, se encuentra que la penalización sobre el salario es igual al 11%. En Brasil existe una ganancia del 8.1%<sup>9</sup>. Los resultados en Ecuador muestran que las brechas salariales son estadísticamente significativas. Sin embargo, concluyen que los resultados para Latinoamérica no muestran un claro impacto de la maternidad sobre los salarios.

Los estudios para Bolivia son relativamente escasos. Según Piras y Ripani (2005) en Bolivia existen primas de trabajo aproximadamente del 6.8% que permiten que las brechas salariales sean significativas. Asimismo, Botello y López (2014) muestran que para Bolivia y otros países latinoamericanos existen disposiciones esenciales de protección a la maternidad.

Como se observa en la tabla 2, la regulación laboral en Bolivia ofrece la más baja duración de la licencia por maternidad en América Latina (8 semanas). Sin embargo, además del 100% del salario mínimo nacional (SMN), la licencia ofrece un salario adicional que está en función de la diferencia entre el ingreso regular y el SMN. Por otro lado, Chile, Venezuela y Brasil tienen una regulación que ofrece los más altos beneficios. En efecto, la duración de las licencias es igual a 18, 18 y 16 semanas respectivamente; donde se cubre el 100% del salario. En Perú la regulación obligatoria vigente ofrece 12 semanas con el 100% del salario. Este último caso también está vigente en 4 países de la región (Argentina, Colombia, México, Uruguay).

---

9 Las ganancias en los salarios en las madres pueden estar relacionadas a dos factores. Primero, el país cuenta con seguros prenatales y post natales que permiten que la madre tenga ingresos monetarios o en especie que incrementan el nivel de ingresos para este grupo. Segundo, existen protecciones laborales para que las madres mantengan sus empleos.

Los factores institucionales y empresariales que operan en cada país explican las diferencias en la duración de las licencias por maternidad. De este modo, los países que ofrecen mejores beneficios, cuidan y protegen de mejor manera a las trabajadoras del sector formal futuro<sup>10</sup>.

**Tabla 2: Licencias por maternidad en Países Latinoamericanos**

País	Duración de la licencia	Valor de la licencia como % del salario	Fuente de financiación	Tipo de financiación
<b>Argentina</b>	12 semanas	100%	Seguridad social	Obligatoria
<b>Bolivia</b>	8 semanas	100 % del salario mínimo + 70 % de la diferencia entre el salario mínimo y los ingresos regulares	Seguridad social	Obligatoria
<b>Brasil</b>	16 semanas	100%	Seguridad social	Obligatoria
<b>Chile</b>	18 semanas	100% hasta cierto limite	Seguridad Social	Obligatoria
<b>Colombia</b>	12 semanas	100%	Seguridad social	Obligatoria
<b>Ecuador</b>	12 semanas	100%	Mixta (75% seguridad social; 25% el empleador)	Obligatoria
<b>México</b>	12 semanas	100%	Seguridad social	Obligatoria
<b>Nicaragua</b>	12 semanas	100%	Mixta (60% seguridad social; 40% el empleador)	Obligatoria
<b>Panamá</b>	14 semanas	100%	Mixta 6	
<b>Paraguay</b>	12 semanas	59% durante 9 semanas	Seguridad social	Obligatoria
<b>Perú</b>	12 semanas	100%	Seguridad social	Obligatoria
<b>Uruguay</b>	12 semanas	100%	Seguridad social	Obligatoria
<b>Venezuela</b>	18 semanas	100%	Seguridad social	Obligatoria

Fuente: Botello y Lopez (2014).

Pese a los esfuerzos es necesario considerar que el alcance de las políticas del cuidado es todavía limitado. Según la Organización Internacional del Trabajo [OIT] (2016)<sup>11</sup> el 60% de las mujeres que tienen hijos acceden a licencias por maternidad, el resto no recibe ningún cuidado porque se emplea, generalmente, en sectores de baja productividad y con horarios flexibles. Estas ocupaciones se encuentran en el sector informal de la economía,

<sup>10</sup> Una de las razones de tales beneficios está relacionado con la productividad futura de las trabajadoras. Es decir, pagar por más beneficios hoy, podría estar reduciendo la pérdida de ingresos para las empresas o instituciones públicas en el futuro.

<sup>11</sup> Ver Organización Internacional del Trabajo (OIT) (2016). Women at work: Trends 2016: OIT.

donde existe el riesgo de que las madres estén empleadas en empleos precarios y de bajos ingresos.

### **3.2. Políticas Laborales para las Mujeres con Hijos en Bolivia**

Los derechos de los trabajadores y las condiciones del trabajo están protegidos por la Constitución Política del Estado Plurinacional de Bolivia (CPE). Al respecto, en el párrafo II del artículo 8 de la Constitución Política del Estado se establece que el Estado se sustenta en los valores de unidad, igualdad, inclusión, dignidad, libertad, solidaridad, igualdad de oportunidades, equidad social y de género, bienestar común y justicia social para vivir bien (Constitución Política del Estado, 2009, p. 12)<sup>12</sup>.

Asimismo, en el numeral 2 del párrafo I del artículo 46 de la Constitución Política del Estado señala que toda persona tiene derecho a una fuente laboral estable, en condiciones equitativas y satisfactorias (Constitución Política del Estado, 2009, p. 25). Al respecto, considerando que las mujeres representan un sector vulnerable de la sociedad, la CPE promueve la igualdad de condiciones y oportunidades para el acceso a un trabajo digno y estable.

Para abordar con mayor precisión acerca de la igualdad de oportunidades es necesario referirse a la Ley N° 45 en contra de la discriminación. Al respecto, esta Ley en su artículo 5, inciso a, establece la definición de la discriminación como toda forma de distinción, exclusión, restricción o preferencia fundada en razón de sexo, color, edad, origen, cultura ... y otras que tengan por objetivo o resultado anular o menoscabar el reconocimiento, goce o ejercicio, en condiciones de igualdad, de derechos humanos y libertades fundamentales reconocidos por la CPE y el derecho internacional (Ley N° 45: Contra el Racismo y Toda Forma de Discriminación, 2010, p. 2 -3)<sup>13</sup>.

---

<sup>12</sup> El lector puede consultar: De Bolivia, Estado Plurinacional (2009). Constitución política del estado. *Gaceta Oficial del Estado Plurinacional de Bolivia*.

<sup>13</sup> Fuente: Gaceta Oficial del Estado Plurinacional de Bolivia.

Asimismo, esta Ley incorpora en el Título VIII del Libro Segundo del Código Penal, el “Capítulo V” denominado: “Delitos contra la Dignidad del Ser Humano”, el mismo que establece la siguiente disposición el artículo 281 tercero sobre la discriminación: “La persona que arbitrariamente e ilegalmente obstruya, restrinja, menoscabe, impida o anule el ejercicio de los derechos individuales y colectivos, por motivos de sexo, ... , estado de embarazo, procedencia regional, apariencia física y vestimenta, será sancionado con pena privativa de libertad de uno a cinco años” (Ley N° 45: Contra el Racismo y Toda Forma de Discriminación, 2010, p. 11-12).

Adicionalmente, la Ley N° 45 en su artículo 5 promueve el reconocimiento y valoración de las diferencias físicas y biológicas de mujeres y hombres, con el fin de alcanzar justicia social e igualdad de oportunidades que garantice el beneficio pleno de sus derechos sin perjuicio de su sexo en los ámbitos de la vida social, económica, política, cultural y familiar (Ley N° 45: Contra el Racismo y Toda Forma de Discriminación, 2010, p. 3).

Por otro lado, la Ley N° 348 en su artículo 7, numeral 10 define a la violencia económica patrimonial y económica contra la mujer como toda acción u omisión que afecte los bienes propios y/o gananciales de la mujer ocasionando un daño al patrimonio o recursos, además de limitar los ingresos económicos o la disposición de los mismos (Ley Integral para Garantizar a las Mujeres una Vida Libre de Violencia N° 348, 2013)<sup>14</sup>.

Las leyes descritas arriba muestran un alcance universal sin realizar alguna distinción sobre el sector donde se ocupa la mujer, ya sea este informal o formal. Sin embargo, ahora es necesario realizar las distinciones correspondientes sobre los beneficios legales que tienen las mujeres en el mercado laboral cuando tiene hijos o están en periodo de gestación.

Las madres gestantes que no cuentan con un seguro de corto plazo gozan del beneficio del pago del bono “Juana Azurduy” que consiste en la entrega de cuatro paquetes de productos en especie, y cada uno equivalente a Bs. 300. El Decreto Supremo N° 66 en su artículo 1

---

<sup>14</sup> Fuente: Gaceta Oficial del Estado Plurinacional de Bolivia.

establece que este bono tiene el objetivo de mejorar las condiciones de vida para tener una maternidad segura y, además, promover un desarrollo infantil integral del niño desde que nace hasta que cumple dos años (Decreto Supremo N° 66, 2009)<sup>15</sup>.

Si la madre trabaja en el sector informal, prácticamente no cuenta con un sistema de protección y, por tanto, no se contempla un marco regulatorio laboral para otorgar licencias. De este modo, los bonos de carácter universal (como el bono Juana Azurduy) juegan un rol fundamental para la protección las madres y los niños.

Por otro lado, cuando las mujeres que están embarazadas o tienen hijos pequeños trabajan en empleos formales, existe un marco regulatorio laboral que protege y otorga beneficios. La tabla 3 (segunda columna) resume los beneficios legales de la maternidad en Bolivia. En la misma, se describen las licencias por maternidad tanto para las madres como para los padres. También se muestran las normativas vigentes que establecen los pagos en especie y salarios para las madres en estado de gestación o cuando nacen sus hijos.

**Tabla 3: Beneficios legales de la maternidad**

Trabajadoras Informales	Trabajadoras Formales
Bono Madre – Niño Juana Azurduy (Decreto supremo No 66 de 2009)	Ley General de Trabajo (1942, art. 61)
	Ley N° 3460 (2006, art. 3)
	Ley N° 975 (1988, art. 1 y 2)
	Decreto supremo N° 12 (2009, art. 2)
	Decreto Supremo N° 1212 (2012, art. único)
	Ley N° 13214 (1975, art. 3)
	Código de Seguridad Social (Ley de 1956, art. 64)
	Ley 243 (2012, art. 2 y 3)

Fuente: elaboración propia

La Ley General Del Trabajo en su capítulo VI, sobre el trabajo de las mujeres y menores, en su artículo 61 establece que las mujeres embarazadas descansaran hasta 30 días antes y 30 días después del alumbramiento, o hasta un tiempo mayor si existen enfermedades.

<sup>15</sup> Fuente: Gaceta Oficial del Estado Plurinacional de Bolivia.

Durante este tiempo la madre conservara su derecho al trabajo y percibe el 100% del sueldo o salario (Ley General Del Trabajo, 1942)<sup>16</sup>.

Asimismo, durante la lactancia la madre tiene el derecho de tener pausas o pequeños descansos durante el día. Estos descansos deberán ser mayores a 60 minutos acumulados durante la jornada laboral. Asimismo, la Ley No. 3460 sobre la lactancia materna en su artículo 3 promueve y apoya la lactancia materna para los bebés de forma exclusiva hasta que cumplan seis meses de edad. Después de este tiempo se debe continuar con la lactancia materna con alimentación complementaria (Ley de Fomento a La Lactancia Materna y Comercialización de su Sucedáneos No. 3460, 2006)<sup>17</sup>.

La inamovilidad laboral para las mujeres embarazadas está garantizada por la Ley No 975 promulgada en 1988. Por un lado, el artículo 1 señala: “toda mujer en periodo de gestación hasta un año de nacimiento del hijo, gozará de inamovilidad en su puesto de trabajo en instituciones públicas o privadas”. Por otro lado, el artículo 2 establece: “La mujer en gestación en el puesto de trabajo que implique esfuerzos que afecten su salud, merecerá un tratamiento especial, que le permita desarrollar sus actividades en condiciones adecuadas, sin afectar su nivel salarial ni su condición en su puesto de trabajo” (Ley No 975, 1988, p. 1)<sup>18</sup>.

Asimismo, el decreto supremo N°12 en su artículo 2 establece también la inamovilidad laboral del padre o madre. La misma señala: “la madre y/o padre progenitores, sea cual fuere su estado civil, gozarán de inamovilidad laboral desde la gestación hasta que su hijo o hija cumpla un (1) año de edad, no pudiendo ser despedidos, afectarse su nivel salarial ni su ubicación en su puesto de trabajo” (Decreto Supremo N° 12, 2009, p. 1)<sup>19</sup>.

Por otro lado, según el Decreto Supremo No. 1212 (2012)<sup>20</sup> en su artículo único señala que la licencia por paternidad en Bolivia es de 3 días laborales, a partir del nacimiento de

---

<sup>16</sup> Fuente: Gaceta Oficial del Estado Plurinacional de Bolivia.

<sup>17</sup> Fuente: Gaceta Oficial del Estado Plurinacional de Bolivia.

<sup>18</sup> Fuente: Gaceta Oficial del Estado Plurinacional de Bolivia.

<sup>19</sup> Fuente: Gaceta Oficial del Estado Plurinacional de Bolivia.

<sup>20</sup> Fuente: Gaceta Oficial del Estado Plurinacional de Bolivia.

su bebé. Este permiso también es remunerado al 100%. Para ser acreedor de la licencia de paternidad, el trabajador debe presentar el certificado que acredite el alumbramiento de su hijo (a). Este debe ser emitido por el Ente Gestor de Salud correspondiente.

Los subsidios prenatales y de maternidad están regulados por el código de Seguridad Social (Ley de 1956, p. 9-10)<sup>21</sup> que en su artículo 64 establece: “El subsidio de maternidad es equivalente al 100% del salario mínimo nacional de la trabajadora que deba percibir dicho subsidio, más el 70% del excedente del salario de base sobre el salario mínimo nacional. Para hacer efectivo el pago de dichos subsidios, se tomará en cuenta lo previsto por los artículos 61 y 62.”

Las mujeres están protegidas también por la Ley 243 Contra el Acoso y Violencia Política hacia las Mujeres<sup>22</sup>, promulgada el 28 de mayo de 2012, art. 2 y 3. Esta ley establece los mecanismos de prevención y de sanción de la violencia política hacia las mujeres, esto con la finalidad de garantizar el ejercicio de sus derechos políticos y laborales.

Precisamente una de las desventajas de la economía informal es que la mayoría de los trabajadores quedan al margen del marco regulatorio. Además, los empleos informales provocan que las mujeres no accedan a las licencias por maternidad, pagos en especie y salarios regulares durante el embarazo o después del alumbramiento del infante. Sin embargo, pese a este contexto desfavorable, las madres con empleos informales pueden acceder al bono Juana Azurduy. Este bono busca garantizar el cuidado de las madres y los niños pequeños antes y después del alumbramiento. Esta política intenta reducir la mortalidad infantil y, además, busca promover el cuidado de la salud de las mujeres antes y después del alumbramiento de los niños.

La mayoría de las mujeres con hijos pequeños y empleos informales no gozan de los beneficios reconocidos por el estado. Si ellas están sumergidas en empleos precarios y de bajos ingresos, posiblemente las condiciones de pobreza se agraven durante el embarazo y los primeros años después del alumbramiento del infante.

---

<sup>21</sup> Fuente: Gaceta Oficial del Estado Plurinacional de Bolivia.

<sup>22</sup> Fuente: Gaceta Oficial del Estado Plurinacional de Bolivia.

Por otro lado, la actual legislación laboral también tiene desventajas sobre todo para grupos vulnerables. Según la Ley General del Trabajo (1942, art. 46), las mujeres no podrán trabajar más de 40 horas diurnas semanales. Tal restricción podría presentarse en la realidad en un sector de la población económicamente activa. Asimismo, otro problema con la actual legislación laboral restringe el acceso a empleos con beneficios sociales a los empleados a tiempo parcial. Dado que las mujeres con hijos pequeños están altamente representadas en empleos a tiempo parciales (Yañez y Echenique, 2019), ellas no pueden acceder a la seguridad de corto plazo.

Finalmente, la inserción ocupacional intermitente de las mujeres que son madres es una problemática que afecta negativamente a su carrera laboral en el corto y largo plazo (Wanderley, 2019). La solución a esta problemática tiene dos componentes. La primera parte del estudio de las principales características del empleo femenino para proponer mejoras en las condiciones laborales y avanzar en la digitalización de estos empleos. Segundo, se debe cambiar el mandato social que invita a la mujer a ser solamente una trabajadora doméstica. La aplicación de estas soluciones y otras serán factibles en la medida en que la distribución de las labores doméstica entre los hombres y mujeres sea más equitativa.

**CAPITULO IV**  
**MARCO TEORICO**

#### **IV. Marco Teórico**

El incremento de la participación femenina en la fuerza laboral es el cambio socioeconómico silencioso más importante en América Latina en el último medio siglo. Al respecto, se evidencia que 70 millones de mujeres ingresaron al mercado laboral en la segunda mitad del siglo XX destacando un cambio en el rol de la mujer en la región. Este cambio obedece fundamentalmente al cambio en las decisiones sobre la educación, la fertilidad y la estructura familiar (Chioda, 2016).

La literatura económica ha estudiado los determinantes de la oferta laboral femenina. Estos estudios resumen los principales avances de la mujer y explican su aporte en el desarrollo de las economías. Según Gasparini *et al.* (2015), los determinantes de la oferta laboral femenina se clasifican en tres categorías desde el punto de vista conceptual y referencial.

La primera categoría se refiere a las elecciones interrelacionadas que influyen y están influenciadas por la participación pasada, presente y anticipada de la fuerza laboral. Estas elecciones incluyen las decisiones acerca de la educación, el matrimonio y la fertilidad. La segunda categoría expone los determinantes exógenos que están fuera del control de las personas. En esta categoría están incluidas las expectativas del retorno de la educación, la producción del hogar, la cultura, acceso a tecnologías en salud reproductiva y la producción de bienes y servicios en la economía. La tercera categoría es abstracta porque toma a los arreglos para la toma de decisiones. Es decir, la oferta de mano de obra femenina puede ser o no consensuada con el conyugue de la familia (Gasparini *et al.*, 2015).

Más adelante se exponen los determinantes de la oferta laboral femenina correspondientes a la primera categoría porque existen estudios empíricos para América Latina. Esto permite estudiar el contexto regional para luego estudiar el caso particular de Bolivia. De este modo, se exponen las razones teóricas por la que las mujeres deciden participar en la fuerza laboral y se describen las condiciones de participación.

Es evidente que la tesis se enfoca en analizar los efectos de la fertilidad sobre los resultados laborales femeninos. Sin embargo, la literatura muestra que es necesario considerar otros factores que inciden en la configuración de las elecciones femeninas sobre la participación en la fuerza laboral. De este modo, se estudian los factores de la primera categoría expuesta arriba.

Asimismo, también se estudian los efectos de la fertilidad sobre el nivel de ingresos de la mujer. Dos variables proxis para estudiar este aspecto son las horas trabajadas por semana o la remuneración económica corriente mensual.

El capítulo se divide en dos secciones. La primera sección discute teóricamente los efectos de la educación, la fertilidad y estructura familiar sobre la participación en la fuerza laboral femenina. También se presentan algunos aspectos teóricos sobre la discriminación laboral. En la segunda sección, se exponen los trabajos empíricos que estudian los efectos de la fertilidad sobre la oferta laboral, el nivel de ingresos y el tipo de empleo de la mujer. Al respecto, se hace énfasis en trabajos para países en desarrollo y Bolivia, además de las metodologías empleadas para la obtención de sus resultados. Finalmente, la tercera sección presenta los dos modelos econométricos que propone la tesis.

#### **4.1. Teoría Económica**

A continuación, se describen los principales modelos teóricos y sus principales mensajes empíricos en el campo de estudio de la economía laboral.

##### ***4.1.1. Economía Laboral y Oferta de Trabajo***

La economía laboral es una rama de la economía que estudia las decisiones que se toman en el mercado de trabajo entre la oferta y la demanda laboral. Cuestiones como, por ejemplo: porque se decide trabajar o porque se decide contratar están dentro del marco analítico de la economía laboral. Asimismo, la economía laboral contemporánea emplea teorías de la elección para analizar y predecir la conducta de los participantes en el mercado de trabajo y las consecuencias económicas de la interacción en dicho mercado (Connel *et al.*, 2007).

Algunas preguntas que se responden a partir del marco teórico de la economía laboral son: ¿Por qué algunas personas retrasan su entrada a la población activa para estudiar en la universidad? ¿Por qué hay algunos empresarios que emplean pocos trabajadores y mucho capital, muestran que otros utilizan muchos trabajadores y poco capital? Los economistas laborales también analizan cuestiones como ¿Por qué algunos reciben un salario por encima de otros?

Existen tres supuestos que subyacen a la perspectiva económica y la economía laboral, estos son: escasez relativa, conducta intencionada y adaptabilidad. “... la primera se refiere a que la tierra, el trabajo, el capital y los recursos empresariales son escasos en relación a los numerosos deseos individuales y colectivos de la sociedad. Esta escasez obliga a la sociedad a elegir como y en que asignar el tiempo, el trabajo y otros recursos. Esto a la vez impone a que los recursos que obtendrán por el trabajo también son escasos por lo tanto deberán elegir que comprar con esos recursos o salarios. El segundo supuesto se refiere a que los individuos comparan costes con los beneficios esperados. Esto se ve cuando los trabajadores comparan la utilidad (renta) adicional generada por una hora más de trabajo con el valor del ocio perdido. Sin embargo, debido a que la información es imperfecta se producen acontecimientos imprevistos. El tercer supuesto establece que los agentes que participan en el mercado de trabajo adaptan, alteran y ajustan su conducta en respuesta a los costes y beneficios esperados” (Connel *et al.*, 2007, p. 5)<sup>23</sup>.

Gary Becker (1993) establece que el hogar es como una pequeña fábrica y a la hora de producir mercancías que reportan utilidad, los miembros del hogar reparten su tiempo entre trabajo remunerado, producción doméstica y consumo doméstico. Pues el mercado laboral es el espacio físico o virtual donde los miembros del hogar ofrecen su trabajo para la obtención de ingresos que puedan satisfacer necesidades individuales y colectivas del hogar. La tesis se concentra en los determinantes de la oferta de trabajo, de este modo se enfoca en uno de los brazos articuladores del mercado laboral.

---

<sup>23</sup> Para más detalles consultar: Conell, M. C. C. R; Brue, S; McPherson, D. (2007) “Economía Laboral” Madrid.

Más específicamente, la tesis explorará los factores básicos por los que una persona participa o no en la población activa y, en caso de participar, se estudia el número de horas que prefiere trabajar y el nivel de ingresos que recibe. De este modo, el modelo básico neoclásico de trabajo y ocio muestra que para averiguar la distribución óptima entre el trabajo y el ocio se debe conocer dos tipos de información. La primera es subjetiva porque se debe conocer las preferencias entre el ocio y el trabajo. Esta información se encuentra en las curvas de indiferencia. La segunda es objetiva porque se considera a la restricción presupuestaria del individuo que es fija según el modelo (Connel *et al.*, 2007).

Con esto, el modelo predice si la oferta de trabajo es más o menos sensible ante variaciones del salario (efecto ingreso) y el trabajo doméstico (efecto sustitución). Al respecto, Killingsworth (1983); Borjas y Heckman (1978) mostraron que la oferta laboral masculina es mucho menos sensible a variaciones de los salarios en comparación a la oferta laboral femenina. Aparentemente, el efecto sustitución domina significativamente al efecto renta para el caso de las mujeres. Al respecto, la evidencia empírica muestra que, si existe un incremento de los salarios de las mujeres casadas, la participación laboral incrementaría en este grupo dado que ellas preferirían reducir el trabajo doméstico para poder trabajar.

#### ***4.1.2. Teoría del Capital Humano***

La teoría del capital humano tiene sus inicios con los aportes de Solow (1957) quien pone en relevancia al conocimiento y el progreso tecnológico como partes fundamentales del desarrollo productivo y del crecimiento económico. En este modelo, la educación de los trabajadores explicaría el conocido: residuo de Solow en los modelos tradicionales de crecimiento económico. Posteriormente, Romer (1990) contribuye a este enfoque con su teoría de crecimiento endógeno donde muestra que la educación puede ayudar a aumentar la capacidad de innovación y establecer una relación positiva con el crecimiento económico.

Adicionalmente, según Blaug (1992) el estudio del capital humano inicio con G. Becker y es considerada como el Proyecto de investigación de capital humano. Gary Becker (1962) considero que el estudio del capital humano es fundamental desde el punto de vista microeconómico porque determina un nivel de desempeño en el mercado laboral. Adicionalmente, Becker (1962) también destaca: la educación gratuita durante el trabajo (experiencia), la educación pública o privada y el valor social que se obtiene por para tener más educación en la población.

La literatura económica reconoce que a mayor educación se recibirán mayores salarios en el futuro. De este modo, se establece una relación directa y determinística. Aquel segmento de la población con altos niveles de educación tendrá ingresos también altos porque trabaja en ocupaciones con remuneraciones elevadas. Sin embargo, tal relación no necesariamente es directa e inequívoca porque depende del grado de desarrollo de una economía. Los estudios empíricos sobre los retornos de la educación toman en cuenta a la experiencia y la experiencia al cuadrado para incluirlas en la ecuación minceriana (Mincer, 1974).

Obtener más años de educación puede estar influenciado por el estatus marital de la persona, la tenencia de hijos y distintas decisiones en el ciclo de vida. Asimismo, debe considerarse otros factores como el costo de la educación y la capacidad financiera para pagarlo (Polachek, 2004). Sin embargo, para evitar la exclusión de los sectores vulnerables, actualmente la educación tiene un carácter universal y se promueve un acceso libre y sin discriminación (Organización de Naciones Unidas para la Educación y la Cultura [UNESCO], 2017)<sup>24</sup>.

---

<sup>24</sup> Información extraída de la página oficial de la UNESCO. <https://es.unesco.org>

Según la declaratoria universal de los derechos humanos de 1948 y la UNESCO (2017), la educación es un derecho humano fundamental para el ejercicio de otros derechos. Asimismo, este derecho es uno de los principios rectores que respalda la Agenda Mundial de la Educación 2030, así como también lo hace el Objetivo de Desarrollo Sostenible 4 (ODS 4)<sup>25</sup>.

De este modo, se evidencia que la teoría del capital humano, centrado principalmente en la educación<sup>26</sup>, ha demostrado ser un factor clave para explicar el desarrollo económico y crecimiento económico. Del simple hecho cuantitativo como los años de educación, se ha pasado a estudiar con más profundidad a la calidad de educación y su incidencia en el desarrollo de oportunidades para vivir una vida digna y con sentido (Sen, 1999).

#### ***4.1.3. Teoría sobre la Discriminación***

Becker (1971) define la discriminación como un prejuicio o gusto hacia un grupo particular de personas. La discriminación bajo esta teoría se puede originar por tres fuentes: los empleadores, los empleados y los consumidores. En el caso de las brechas de género la discriminación está generada por el empleador.

Se define a la discriminación como un costo adicional subjetivo en el que el empleador incurre cuando contrata a un individuo que pertenece al grupo en particular que le disgusta. Por este costo adicional, los salarios del trabajador serán menores y así también su demanda. Los empleadores que discriminan, asimismo, tendrán mayores costos que los que no discriminan, esto genera que tengan, por tanto, menores ganancias (Becker, 1971).

---

<sup>25</sup> El Objetivo de Desarrollo Sostenible 4 es: Educación de Calidad. Para más información consultar la página oficial de Naciones Unidas para Bolivia. <http://www.nu.org.bo/agenda-2030/13912-2/>

<sup>26</sup> La presente sección hizo deferencia exclusivamente a la educación como parte del estudio del capital humano. Sin embargo, existe literatura que considera a la salud como un segundo factor. Para mayor referencia el lector puede revisar el Proyecto de Capital Humano que es impulsado por el Banco Mundial (2018).

Las consecuencias que puede tener la discriminación dependen del predominio y del tamaño de los gustos por discriminar y también del número de mujeres que están buscando empleo (Rivero *et al.*, 1997). Por ejemplo, si hay un número amplio de empresas no discriminadoras y un grupo pequeño de mujeres con hijos buscando trabajo, entonces lo más probable es que estas sean empleadas en trabajos donde no las discriminan. En esta situación no existiría discriminación aun si existen firmas discriminadoras. Por otro lado, si el número de firmas que discrimina es muy grande y hay muchas mujeres buscando trabajo entonces un porcentaje significativo de las mujeres encontrará un trabajo que la discrimine en su salario. Mientras predomine la segunda situación, mayor será la brecha salarial de hombres y mujeres.

#### ***4.1.4. Tratado sobre la Familia y Análisis Económico de la Fertilidad***

La sección desarrollara los principales aportes de Gary Becker a la Economía Familiar. G. Becker en su obra titulada: “Un tratado sobre la familia” publicada en 1993. En esta obra plasma sus aportes más importantes como resultado de más de una década de investigaciones. El autor presenta el análisis del tiempo asignado a los niños para hacer transacciones en el trabajo, el matrimonio y el divorcio en sociedades tanto polígamas como monógamas. También aborda el altruismo y el egoísmo de las familias, la movilidad intergeneracional y muchos otros aspectos de la familia (Brue, 2009).

Becker (1993) propone un marco teórico para estudiar la demanda de niños, este planteamiento parte del análisis económico de la fertilidad. Su estudio critica a la teoría de Malthus porque ignora la calidad y asume que la demanda del número de niños responde a cambios en el ingreso solamente. Malthus no considera que algunas familias valoran más la calidad de los niños que la cantidad. En el capítulo 5 titulado: “Demanda de los niños”, Becker (1993) desarrolla un marco analítico para responder, a partir del precio de los niños y el ingreso real, el porqué de una mayor tasa de fertilidad en las áreas rurales en comparación a las áreas urbanas.

Asimismo, también se explica la razón por la que la demanda por niños cae ante incrementos de la tasa de salarios. También se explica como la implementación de programas de gobierno como las licencias por maternidad afectan a la demanda de niños. El análisis se extiende para exponer el equilibrio entre cantidad y calidad de niños y como estos han cambiado a lo largo del tiempo (Becker, 1993).

Este marco analítico plantea la siguiente hipótesis: "... con incrementos del ingreso, la calidad de los niños aumenta y esto hace que el precio implícito de los niños también se incremente; entonces esto incentiva a un equilibrio entre calidad y cantidad de niños. De este modo, se establece que la demanda de niños depende del ingreso real, el precio por la calidad y la demanda de otros bienes." (Becker, 1993, p.140)<sup>27</sup>.

#### ***4.1.5. Teoría la sobre Producción Doméstica y Oferta de Trabajo***

Siguiendo a Angrist (1996) se presenta el modelo que incorpora características del modelo cantidad/calidad infantil de Becker y Lewis (1973) y Becker y Tomes (1976) dentro del modelo de producción doméstica de Gronau (1977). La familia es considerada como una unidad económica que obtiene utilidad del ocio y los niños, con la opción de comprar o producir los insumos que incrementan la utilidad que reciben de los niños. Para explicar con algunos detalles técnicos, más adelante se asume preferencias familiares aditivamente separables para el ocio, la utilidad de los servicios secundarios escala por los padres y el componente hijo puro (Angrist, 1996, p. 3).

Angrist (1996) presenta el modelo de Becker y Lewis (1973); Becker y Tomes (1976) como sigue: Debido a que es de interés conocer el impacto del mismo sexo de los dos primeros hijos, el modelo describe las elecciones que enfrentan los padres que quienes ya tienen dos hijos  $n_x$  pero pueden decidir tener más hijos  $n_c$ . De este modo, la función de utilidad está dada por:

---

<sup>27</sup> El lector puede consultar: Becker, G. S., & Becker, G. S. (1993). *A Treatise on the Family*. Harvard university press.

$$U = u_l(l_1, l_2) + \beta \ln(n - \gamma) + u_q(nq) \quad (1)$$

Donde  $l_1$  y  $l_2$  son los tiempos de ocio de los padres,  $n = n_x + n_c$  es el número total de niños y  $q$  es un bien que incrementa la utilidad de los padres que reciben de los niños. Entonces la función de sub utilidad para los niños tiene la forma  $\beta \ln(n - \gamma) + u_q(nq)$ , donde  $\beta$  y  $\gamma$  son los parámetros usuales positivos de Stone – Geary. La mercancía  $q$  representa lo que se conoce como “calidad infantil” en la literatura que inicio con Becker y Lewis (1973).

En la ecuación 1 se muestra que la noción de que la utilidad que se recibe de los niños no solo es una función del número de niños, sino también del insumo de los padres. Para asegurar que la condición de segundo orden se cumple, se asume que la función  $u_l(l_1, l_2)$  tiene una matriz Hessiana definida negativa y que  $u_q(nq)$  es creciente y cóncavo.

El tiempo de los padres asignado al trabajo en el mercado laboral está dado por:  $(h_{mj}; j = 1,2)$  y el cuidado del niño  $y$ , entonces, trabajo en la producción familiar por:  $q(h_{hj}; j = 1,2)$  y ocio  $(l_1, l_2)$ . La producción de tecnología para  $q$  está dada por:

$$q = \frac{f_1(h_{h1})}{n^{\alpha_1}} + \frac{f_2(h_{h2})}{n^{\alpha_2}} + q_m; 0 < \alpha_1 \leq 1, 0 < \alpha_2 \leq 1 \quad (2)$$

Donde  $q_m$  es la compra por entrada de cada niño,  $f_1(h_{h1})$  y  $f_2(h_{h2})$  convierten el tiempo gastado por los padres en cuidado para el niño en un insumo agregado. Si  $\alpha_1 = \alpha_2 = 1$ , este insumo agregado simplemente se divide entre los niños. Sin embargo, en la realidad existen economías de escala en la producción de “ $q$ ”, por tanto  $\alpha_1$  y  $\alpha_2$  serán menores a 1.

Siguiendo a Gronau (1977), se asume que  $q_m$  puede ser comprado a precios fijos,  $p_q$ , pero  $f_1(h_{h1})$  y  $f_2(h_{h2})$  muestran retornos decrecientes. El modelo se completa con la restricción de presupuesto familiar, que es:

$$p_n n + p_q n q_m = w_1(T - h_{h1} - l_1) + w_2(T - h_{h2} - l_2) + y \quad (3)$$

Donde  $y$  es el ingreso no laboral y  $p_n$  es el costo fijo por niño. Esta restricción presupuestaria recoge la idea de Becker y Lewis (1973) de que el costo marginal (monetario) de los niños depende de las aportaciones de los padres ( $q$ ), mientras que los insumos del costo marginal por niño dependen del número de niños.

El efecto de la preferencia de los sexos en la fertilidad puede ser modelado de diferentes maneras. Ben, Porath y Welch (1980) describen al componente sexos mixtos de los hijos como el aspecto cualitativo del modelo calidad-cantidad. Pero este modelo no establece un precio para “ $q$ ” o permite una función de producción doméstica, entonces la mezcla de los sexos solo es un cambio en la utilidad por la inframarginalidad de niños basado en la característica de los niños. Esta idea puede ser aplicada a la función de sub utilidad correspondiente a los niños distinguiendo la marginalidad e inframarginalidad de los niños como se muestra a continuación:

$$\beta \ln([1 - \theta]n_x + n_c - \gamma) = \beta \ln(n - \gamma^*) ; \text{donde } \gamma^* = \gamma + \theta n_x \quad (4)$$

El parámetro  $\theta$  toma valores entre 0 y 1, además representa descuentos para niños inframarginales si ellos cumplen con la mezcla de los sexos. Por lo tanto, la fertilidad adicional que surge como consecuencia de la preferencia de los sexos puede ser observado como un intento de compensación  $[1 - \theta]n_x$ .

El modelo de decisión sobre la oferta de trabajo y la fertilidad puede ser caracterizada de la siguiente manera. Escogiendo a  $l_1, l_2, n_c, q_m, h_{h1}$  y  $h_{h2}$  para maximizar (1) sujeto a (2) y (3) se determina la relación entre la producción doméstica y el número de niños:

$$f_1'(h_{h1}) = \frac{w_1}{p_q n^{1-\alpha_1}} \quad (5)$$

$$f_2'(h_{h2}) = \frac{w_2}{p_q n^{1-\alpha_2}} \quad (6)$$

Para ambos padres, el tiempo gastado en la producción doméstica es solamente determinado por el salario real (con el cuidado de los niños como numerario), la productividad marginal en casa y el número de niños. Si los salarios son

suficientemente altos o los días de cuidado son suficientemente baratos, el tiempo en casa será cero para cualquiera de los padres.

El incremento de los niños generalmente incrementa la producción doméstica dependiendo de la escala de los parámetros  $\alpha_1$  y  $\alpha_2$ . Diferenciando las ecuaciones 5 y 6 se tiene:

$$f_1' dh_{h1} = (\alpha_1 - 1) \left( \frac{w_1}{p_q n^{2-\alpha_1}} \right) \left( \frac{1}{f_1} \right) dn > 0 \quad (7)$$

$$f_2' dh_{h2} = (\alpha_2 - 1) \left( \frac{w_2}{p_q n^{2-\alpha_2}} \right) \left( \frac{1}{f_2} \right) dn > 0 \quad (8)$$

En el caso cuando no existen economías de escala, la presencia de niños no afecta al tiempo gastado en la producción doméstica. Se advierte que cuando los salarios crecen, se magnifican los efectos sobre la producción doméstica debido a cambios en el número de niños.

Dado la identidad  $T - h_{h1} - l_1$ , los cambios en la oferta de trabajo ocurren debido al cambios en el tiempo doméstico y tiempo de ocio. En las ecuaciones 7 y 8 se muestra que cualquier shock de  $n$  de un tamaño dado, si es inducido por  $dn_x$  o  $\theta$ , tienen el mismo efecto sobre el tiempo doméstico y, por tanto, sobre la oferta de trabajo. Adicionalmente, debido a la separabilidad entre el ocio y otros bienes significa que cualquier efecto de  $n$  sobre el ocio opera solamente a través de la utilidad marginal del ingreso  $\lambda$ . De este modo, estas ecuaciones capturan las consecuencias totales del efecto del número de niños sobre la oferta de trabajo.

Cuando  $\lambda$  no se mantiene constante, existen efectos indirectos sobre el ocio debido a un cambio en el presupuesto. De las condiciones de primer orden de  $l_1$  y  $l_2$  se tiene:

$$\begin{pmatrix} dl_1 \\ dl_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} u_{l11} & u_{l12} \\ u_{l12} & u_{l22} \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} w_1 d\lambda \\ w_2 d\lambda \end{pmatrix} \quad (9)$$

La relación exacta entre  $d\lambda$  y  $dl_j$  claramente depende del nivel de salarios de los padres y de la forma de la subfunción para el ocio. Si el tiempo de ocio del esposo

y la esposa son sustitutos, el impacto de los cambios en la utilidad marginal del ingreso en el ocio pueden operar en diferentes direcciones para los esposos y esposas. Por ejemplo, los esposos tendrán poco tiempo de ocio para compensar la caída de ingresos de la esposa debido a que incremento el tiempo domestico o el tiempo de ocio. Por otro lado, dado que la matriz Hessiana es definida negativa, si  $u_{l_1 l_2} > 0$ , entonces se tiene  $\frac{dl_j}{d\lambda} < 0$  para  $j=1,2$ . En todo caso la relación entre  $n$  y  $\lambda$  depende la fuente de variación de  $n$ .

Para caracterizar la relación entre  $n$  y  $\lambda$ , se toma a la condición de primer orden para  $q_m$  y  $n_c$  para escribir la ecuación de “demanda de niños” modificada de Stone-Geary:

$$n = \gamma + \theta n_x + \beta / \{ \lambda [p_n - (1 - \alpha_1) f_1 n^{-\alpha_1} - (1 - \alpha_2) f_2 n^{-\alpha_2}] \} \quad (10)$$

Resolviendo para  $\lambda$ , se tiene:

$$\lambda = \beta [g(n)(n - \gamma^*)] \quad (11)$$

Donde  $g(n) = [p_n - (1 - \alpha_1) f_1 n^{-\alpha_1} - (1 - \alpha_2) f_2 n^{-\alpha_2}]$ . Derivando la ecuación 11 se muestra que el signo de  $d\lambda/dn$  es teóricamente ambigua, de tal manera que las consecuencias del ocio de la maternidad adicional son ambiguas incluso si se aplican más restricciones sobre las derivadas de  $u_l = (l_1, l_2)$ . En contraste con la relación del tiempo domestico expresado en las ecuaciones 7 y 8, la magnitud entre  $d\lambda/dn$  depende en si la fuente del cambio en  $n$  es  $n_x$  o  $\theta$ . Esta dependencia surge porque las consecuencias de la utilidad marginal de  $dn_x$  depende de  $\theta$  (que descuenta  $n_x$ ) cuando las consecuencias de la utilidad marginal de  $d\theta$  dependen del número de niños,  $n_x$ .<sup>28</sup>

Es suma, el modelo sugiere que un efecto directo en la oferta laboral como consecuencia de un incremento exógeno de la fertilidad, entonces quienes trabajan cambiando el tiempo gastado en la producción doméstica son similares a pesar de

---

<sup>28</sup> Se debe notar que  $d\gamma^*/d\theta = n_x$  cuando  $\frac{d\gamma^*}{n_x} = d\theta$ .

la fuente que origina los cambios. Los cambios que experimenta la oferta de trabajo por cambios en el tiempo de ocio también tienen un mecanismo similar, pero la respuesta del ocio es ambigua y puede diferir dependiendo de la fuente.

Además, claro está que los individuos diferentes ingresos, nivel de tecnología doméstica y preferencias lo que permitiría un comportamiento de respuestas heterogéneas. En el modelo descrito se muestran las características individuales más importantes que determinan la oferta laboral (p. 3-7)<sup>29</sup>.

## **4.2. Estado del Arte**

La sección describe los trabajos más sobresalientes y actualizados acerca del efecto de la fertilidad sobre los resultados laborales femeninos. La sección se divide en tres. Primero se describen los principales cambios en la educación, la estructura familiar y la fertilidad haciendo énfasis en países en desarrollo como Bolivia. Segundo, se muestran estudios sobre la fertilidad y su efecto en el tipo de empleo, sector ocupacional y jornada laboral. Finalmente, se exponen los trabajos de investigación que abordan el problema de endogeneidad para evaluar el efecto causal de la fertilidad sobre el empleo, la jornada laboral y el nivel de ingresos.

### ***4.2.1. Educación, Estructura familiar y Fertilidad***

La educación puede transformar la forma en la que las mujeres encaran no solamente las decisiones laborales, sino también decisiones sobre la fertilidad, la estructura familiar y las normas sociales (Goldin, 2006). En América Latina, los años de educación de las mujeres entre 25 y 54 años pasaron de 7.2 a 9.4 entre 1992 y 2021. Asimismo, las pruebas PISA (Programa Internacional de Estudiantes, Program of International Student Assessment) muestran que existe un incremento importante entre el 7mo y 9no año de

---

<sup>29</sup> Texto extraído de: Angrist, J. D., & Evans, W. N. (1996). Children and their parents' labor supply: Evidence from exogenous variation in family size (No. w5778). National bureau of economic research.

escolaridad para este segmento de la población (Gasparini *et al.*, 2015). Con esto, se observa que las mujeres hacen más de dos décadas atrás no terminaban la primaria en promedio. Sin embargo, luego de 20 años ellas pueden cursar por lo menos la mitad de los grados del nivel secundario. Asimismo, se evidencia que este logro fue acompañado con avances en indicadores de calidad educativa.

“... si se realiza un ranking de los países que más lograron avances en la inclusión de mujeres en el acceso a la educación, Bolivia se encuentra en décimo puesto de un total de 19 países de América Latina” (Gasparini *et al.*, 2015, p. 46)<sup>30</sup>. Asimismo, se muestra que un porcentaje mayor de mujeres obtuvieron un grado de educación superior en comparación a los hombres entre 1992 y 2012. Este porcentaje es igual al 16% para las mujeres y 14% para los hombres, sin embargo, estos logros todavía son insuficientes (Gasparini *et al.*, 2015).

Las razones del incremento de la educación femenina se pueden resumir en dos. El primero señala que las mujeres se educan más para mejorar sus perspectivas de matrimonio (Greenwood *et al.*, 2012). Segundo, debido a la discriminación en el mercado laboral, las mujeres prefieren educarse más para no ser discriminadas (Chiappori *et al.*, 2009).

Por otro lado, según los datos sobre fecundidad, se observa que Estados Unidos tiene una tasa promedio de 1.78 a 2.06 hijos por mujer desde 1972 y este indicador se mantiene constante hasta 2015. Por otro lado, los países de Asia Oriental y el Pacífico llegaron a su valor estacionario (1.80 – 1.87 hijos por mujer) en 1996 aproximadamente. En la región de América Latina, se destaca el caso de Brasil porque alcanzó su estado estacionario (1.75 – 1.85 hijos por mujer) en 2010 (Banco Mundial, 2020)<sup>31</sup>.

---

<sup>30</sup> Cita textual extraída de: Gasparini, L., Marchionni, M., Badaracco, N., Busso, M., Gluzmann, P. A., Romero Fonseca, D., ... y Vezza, E. (2015). Bridging gender gaps?

<sup>31</sup> Banco Mundial. (2020). *Datos abiertos*. Washington, Estados Unidos: BM.

La tasa de fecundidad en Bolivia es igual a 6.36 hijos por mujer en 1960, posteriormente la tasa redujo a 2.89 hijos por mujer en 2015 (Banco Mundial, 2020). De este modo, se muestra una tendencia decreciente desde 2012 hasta la actualidad, puesto que la tasa de fecundidad puede llegar en 2020 a 2.7 hijos por mujer en edad fértil según los pronósticos del Instituto Nacional de Estadística (INE, 2014)<sup>32</sup>. De cumplirse tal predicción, Bolivia aún se encontraría por encima del promedio de la región si lo comparamos con datos del Banco Mundial (BM).

Los cambios en la fertilidad han sido determinantes para incidir sobre 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 con respecto a vida familiar y laboral, priorizando más una carrera profesional en sus vidas (ONU mujeres, 2020)<sup>33</sup>.

Si se realiza un cruce de variables entre educación y fertilidad, se evidencia que existe una relación negativa para todos los países de América Latina. En Bolivia, se muestra que el 90% de las mujeres entre 25 y 29 años, con un nivel de educación bajo, tienen por lo menos un hijo. Esta proporción va reduciendo a medida que el nivel de educación mejora. Por ejemplo, en el mismo rango de edad de mujeres, si el nivel de educación es alto el porcentaje de mujeres con por lo menos un hijo es igual a 53% (Gasparini *et al.*, 2015, p. 56).

Considerando la reducción de la fertilidad en la región, también existe una reducción del número promedio de niños por hogar. En América Latina se evidencia que los hogares del área rural siguen criando más niños menores a 12 años en comparación a los hogares del área urbana, este promedio es igual a 1,25 y 0,9 niños por hogar respectivamente (Gasparini *et al.*, 2015, p. 59). Según los planteamientos teóricos de G. Becker (1993), los

---

<sup>32</sup> Datos extraídos del Instituto Nacional de Estadística del Estado Plurinacional de Bolivia. (2014). *Estadísticas sociales*. La Paz, Bolivia: INE.

<sup>33</sup> 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*.

hogares del área urbana priorizan la calidad de los niños y los del área rural no. Este fenómeno está relacionado con la vocación productiva agrícola del área rural, donde la cantidad de niños posiblemente está relacionada con una mano de obra barata en el futuro.

Con respecto a los cambios en la estructura familiar, se destacan los siguientes: en América Latina existe una tendencia decreciente del porcentaje de mujeres casadas desde 1994 hasta 2012, donde el área rural (75 % para 2012) muestra un indicador por encima del área urbana (63% para 2012). Asimismo, existe una tendencia creciente de mujeres como cabezas del hogar en la región. En Bolivia se evidencia que este porcentaje paso del 10% en 1992 al 20% en 2012 (Gasparini *et al.*, 2015, p. 62 - 65).

Otro aspecto que se resalta es el incremento de hogares monoparentales donde la mujer está sobre representada. Según ONU Mujeres (2020), América Latina y el Caribe tienen la tasa más alta de hogares monoparentales del mundo (11 %), de los cuales la gran mayoría son madres solteras, que a menudo hacen malabares con el trabajo remunerado y la crianza de los hijos. Este fenómeno incrementa las probabilidades de caer en pobreza para estos hogares. Esta situación no cambia en Bolivia, ya que los hogares monoparentales están altamente representados por mujeres: las madres solteras representan el 80% de los hogares monoparentales de forma permanente entre 2011 y 2019 según datos del Instituto Nacional de Estadística (INE, 2020) <sup>34</sup>.

Finalmente, es destacable señalar que se ha desencadenado un mayor equilibrio del poder en el hogar y esto ha favorecido a la mujer en la toma de decisiones y ha mejorado el bienestar económico familiar. Asimismo, la mayor capacidad de las mujeres para obtener ingresos y sostener económicamente a sus familias no ha estado acompañada de un aumento proporcional de la contribución de los hombres al trabajo de cuidados no remunerado (ONU mujeres, 2020).

---

<sup>34</sup> Datos extraídos del Instituto Nacional de Estadística del Estado Plurinacional de Bolivia. (2020). *Estadísticas sociales*. La Paz, Bolivia: INE.

#### **4.2.2. Fertilidad, Tipo de empleo, Sector ocupacional y Jornada laboral**

Luego de exponer los cambios en educación, fertilidad y estructura familiar en los últimos 20 años en América Latina y Bolivia, ahora se analizan los trabajos que hacen hincapié en el efecto de la fertilidad sobre algunos resultados laborales como ser: el tipo de empleo, jornada laboral, informalidad entre otros. Se advierte que la literatura tradicional ha estudiado la penalización de la maternidad sobre los ingresos de la mujer, donde existe un consenso por lo menos en la relación negativa en varios países de la región (ver capítulo 3 de la tesis)<sup>35</sup>. De este modo, no se abordan estos efectos en la presente sección.

La tesis aparte de analizar dichas penalizaciones sobre el nivel de ingresos, adicionalmente propone abordar el impacto sobre el empleo y la jornada laboral. Esta perspectiva permite evaluar las condiciones en las que las mujeres con hijos generan ingresos en el mercado laboral y el esfuerzo que realizan lograrlo. De este modo, es de interés conocer el tipo de empleo, la jornada laboral y el sector donde desempeñan un rol las mujeres con y sin hijos.

La literatura es escasa para países en desarrollo sobre los efectos de la maternidad sobre el ciclo laboral o los resultados laborales de los padres. Sin embargo, existen dos trabajos pioneros que evalúan tal efecto. 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.

Estos empleos están caracterizados por jornadas parciales, autoempleos y salarios bajos. Adicionalmente, el trabajo evidencia que los efectos de la maternidad son desiguales para la madre y el padre, puesto que estos últimos no muestran cambios en el mercado laboral. Las mujeres, además de experimentar más cambios en el mercado laboral, son también las que menos capacidad empresarial desarrollan después del primer hijo cuando eligen ser auto-empleadas (Berniell *et al.*, 2020).

---

<sup>35</sup> Sin embargo, estos trabajos no consideran el problema de endogeneidad en sus estimaciones, por lo que sus resultados son sesgados e inconsistentes.

Dueñas y Moreno (2018) realizan un estudio sobre los cambios en el tiempo de trabajo de las mujeres en función de la presencia de hijos en el hogar, teniendo en cuenta la edad y cantidad de los mismos. Este trabajo fue realizado utilizando la encuesta de población activa en España. Los resultados del estudio muestran que cuando mayor es el número de hijos y menor la edad del hijo más joven, menor es la probabilidad de trabajar en el mercado laboral. De este modo, se evidencia que existe una incompatibilidad entre la vida familiar y laboral para el caso de España.

Asimismo, se pone en evidencia la dificultad que tienen las mujeres para acceder a un empleo en el sector privado a tiempo completo, lo cual se relaciona con lo que la literatura a denominado como techo de cristal. Con un enfoque longitudinal, Dueñas y Moreno (2018) observan como a medida que la edad de los hijos aumenta, las decisiones laborales también cambian. Se evidencia que cuando existe un nacimiento, las mujeres reducen notablemente su jornada de tiempo completo en el sector privado para trabajar a tiempo completo en el sector público o a tiempo parcial en el sector privado. Este cambio en el tiempo de trabajo es lo que los autores denominan: en busca de empleos *family friendly*, puesto que se asume que el sector público ofrece más beneficios y seguridad laboral cuando las mujeres son madres.

Como se mencionó, los trabajos para países en desarrollo son escasos. El trabajo que destaca es el realizado por Berniell *et al.* (2021). El estudio utiliza datos longitudinales de la encuesta de protección social que realiza el Ministerio de Trabajo y Protección Social de Chile. Los resultados muestran que ser madre implica una caída en la participación de la fuerza laboral, las horas trabajadas y los ingresos laborales. Los padres no se ven afectados por el fenómeno de la presencia de niños en el hogar.

Asimismo, también se muestra que la informalidad crece en 38% en aquel grupo de mujeres trabajadoras que tienen a su primer hijo. Los autores argumentan que los empleos informales ofrecen jornadas laborales flexibles y permiten un mejor equilibrio entre el trabajo y la familia. En concreto, si no hubiera empleos informales, el desempleo sería

más alto. Estos impactos descritos hasta ahora parecen ser menores en el segmento de mujeres con educación superior (Berniell *et al.*, 2021).

Además de todo lo expuesto, 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 empleo femenino cae en 22%, las horas trabajadas caen en 4% y el ingreso laboral cae en 28% durante la primera década de la maternidad del primer hijo.

La literatura en países en desarrollo se puede clasificar en dos. Por un lado, los que estudian el efecto del primer hijo sobre los resultados laborales que generalmente son más persistentes en el tiempo para más estudios el lector puede consultar los siguientes: (Cristia, 2008; Fernandez-Kranz *et al.*, 2013; Angelov *et al.*, 2016; Lundborg *et al.*, 2017; Kleven *et al.*, 2019b; Kuziemko *et al.*, 2018)<sup>36</sup>. Por otro lado, existen estudios que evalúan los efectos marginales de la fertilidad o incrementos del tamaño del hogar sobre los resultados laborales que son usualmente más pequeños y transitorios. El lector puede consultar: (Aguero and Marks, 2011; Angrist and Evans, 1998; Bronars and Grogger, 1994; Cruces & Galiani, 2007; De Jong *et al.*, 2017; Jacobsen *et al.*, 1999; Rosenzweig and Wolpin, 1980; Tortarolo, 2014)<sup>37</sup>.

La literatura en Bolivia es escasa con respecto a la temática de estudio. Sin embargo, destaca el trabajo de Copana y Jimenez (2019) sobre las transiciones del empleo y las brechas de género. El estudio evidencia que las mujeres son más vulnerables a la salida del mercado laboral, especialmente en periodos de mayor intensidad de la economía del cuidado. Asimismo, se observa que las mujeres y jóvenes enfrentan un desempleo de mayor duración en comparación a los hombres y adultos.

---

<sup>36</sup> Sugerencias extraídas de Berniell *et al.*, (2021).

<sup>37</sup> La referencia de estos trabajos se encuentra en Berniell *et al.*, (2021).

Los autores muestran que entre los últimos trimestres entre 2016 y 2017, las mujeres pasaron de empleos informales a empleos formales. Por su lado, la tasa de ocupación de los hombres no reporto cambios en el mismo periodo. Además, se evidencia que las mujeres son más cautelosas en buscar empleos y la dinámica entre la salida y entrada al mercado laboral es más estable para ellas.

Finalmente, según Yañez y Echenique (2019) si la edad del hijo menor se encuentra entre 0 y 3 años, la tasa de ocupación se encuentra entre 55% y 60% entre 2011 y 2017. De este modo, conforme la edad del hijo menor aumenta, la tasa de ocupación crece. Los autores proponen una interesante relación de costo – beneficio cuando las mujeres tienen hijos. La misma señala que si las madres tienen la responsabilidad de cuidar a los hijos, entonces los beneficios del trabajo deben superar el valor del cuidado para que tenga sentido económico aceptar el trabajo. Es por esto que las mujeres más educadas tienen más probabilidades de ser empleadas y no salir del mercado laboral.

#### ***4.2.3. Causalidad entre la Fertilidad y los Resultados Laborales***

En 1973, el Journal de Política Económica en Estados Unidos lanzo un número especial dedicado al análisis económico de la fertilidad. El interés principal era encontrar una relación causal entre el total de hijos y algunas variables resultado de los niños como la educación, salud, entre otros resultados (Becker y Lewis, 1973; De Tray, 1973; Willis, 1973). 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 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 (1973) 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 (Schultz, 1981 o Goldin, 1990). Este problema en econometría se denomina endogeneidad.

Connell *et al.* (2006) explica 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 <sup>38</sup>. La solución a este problema se denomina variable instrumental que permita capturar la variación de la variable endógena y luego poder determinar si existe un efecto estadísticamente significativo sobre la variable resultado.

La tesis determina la relación causal entre fertilidad y la probabilidad de trabajar, además del nivel ingresos reales y la jornada laboral de la mujer. Entonces, la variable endógena es la fertilidad. De este modo, se describen las principales metodologías econométricas que evalúan la relación causal superando el problema de endogeneidad.

Según Lundborg *et al.* (2017) existen dos evaluaciones distintas de la fertilidad sobre los resultados laborales. Estos son el amplio margen de fertilidad (AMF) y el margen de fertilidad intensivo (MFI). El primero evalúa el efecto de los niños comparando la situación de padres que tienen hijos y padres que no tienen hijos; el segundo evalúa el efecto de tener un niño adicional en el grupo de padres que ya tienen niños.

Evaluar de forma robusta el primer caso implica asignar aleatoriamente niños a algunos padres y otros no. Para luego determinar si existe un efecto causal sobre los resultados laborales. Dado que este escenario carece de realismo, la literatura ha estudiado este primer caso a partir de proponer un experimento natural en el grupo de mujeres sin hijos que acceden a un tratamiento de fertilización *in vitro*. Los casos de éxito son comparados

---

<sup>38</sup> Un ejemplo de las expectativas de la fecundidad pasada sobre la situación laboral actual es el siguiente: Dorentes and Kimmel (2005) muestran que las mujeres más educadas en los Estados Unidos posponían la maternidad hasta que ellas puedan encontrar un empleo más amigable. Se encontró que aquellas que postergaron la maternidad mejoraron su situación en lugar de penalizar su ingresos u oferta laboral.

con los casos de fracaso previamente controlando sus características antes de tomar el tratamiento. Dicha comparación permite evaluar los resultados laborales a lo largo del tiempo para el grupo de mujeres que accedieron a la fertilización in vitro (Lundborg *et al.*,2017).

Dado que se carece de este tipo de información en Bolivia, más adelante el estudio se enfoca en exponer las principales metodologías correspondientes al caso MFI. Al respecto, se identifican las principales metodologías que básicamente 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 las variables inobservables que afectan a la variable resultado (ingreso laboral o empleo).

Agüero y Marks (2011) proponen el instrumento de la infertilidad como un shock exógeno que esta correlacionado con el número de hijos y no esta correlacionado con variables inobservables que explican el ingreso laboral o 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 causal de los niños sobre la oferta laboral femenina.

Aaronson *et al.* (2020); Connelly *et al.* (2006); Angrist y Evans (1998 y 1996) proponen dos instrumentos. Estos son: mellizos en el primer embarazo y mismo sexo de los dos primeros hijos. El primero evalúa el efecto del segundo hijo sobre los resultados laborales. Al respecto, se asume que la asignación de un segundo hijo es aleatoria dado que el nacimiento de mellizos no depende de ninguna variable que esté relacionada con la madre.

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 sobre el empleo es negativo 8.8% para un modelo no lineal y lineal en dos etapas. Además, el autor señala que una estimación estructural tiende a mostrar efectos más grandes en comparación a estimaciones no estructurales. Asimismo, se muestra que la fecundidad 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.

Caceres y Delpiano (2012) realizan un estudio utilizando base de datos de sección cruzada para 40 países en desarrollo (por ej. África subsahariana, América Latina, entre otros). Los autores encuentran que el efecto de un shock de fertilidad (múltiples nacimientos) provoca una caída del empleo en empleos con altos grados de informalidad como ser: empleos no remunerados y ocasionales. Asimismo, se observa no existen efectos sobre 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 efecto alto y significativo del segundo hijo sobre el empleo de la mujer a través del instrumento mellizos en el primer embarazo. Este efecto es igual a -18% y es más negativo si se controla por efectos fijos.

Los resultados de las estimaciones a través de la metodología de mellizos muestran que para Uruguay existe un efecto positivo del segundo hijo sobre el ingreso laboral de la mujer, el ingreso per cápita y el ingreso del total. Estos efectos son el 20%, 11% y 25% respectivamente (Cabrera, 2011).

Aaronson *et al.* (2020) muestran evidencia de los efectos de la fertilidad sobre el empleo de la mujer para varios países en el 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 los instrumentos mellizos en el segundo embarazo y sexos mixtos de los dos primeros nacimientos. Dos resultados claves del estudio son. Primero, el efecto de la fertilidad sobre la oferta laboral femenina es pequeño en países de ingresos bajos y el efecto es alto y negativo en países de ingresos altos. Segundo, estos efectos son remarcablemente consistentes a través de los datos de sección cruzada para los países y la serie histórica para los países individualmente; 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 bajo y muestra estimaciones para los instrumentos mellizos en el segundo nacimiento y sexos mixtos (mismo sexo) de los dos primeros nacimientos. Este estudio utiliza el CENSO de 1992<sup>39</sup> 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 usa el instrumento mismo sexo, los resultados de la segunda etapa son positivos, pero carecen de significancia estadística (Aaronson *et al.*, 2020, p. 54).

Cruces y Galiani (2007) muestran evidencia para México y Argentina utilizando los CENSOS para el año 2000 y 1991 respectivamente<sup>40</sup>. Ellos utilizan el instrumento **mismo sexo** de los dos primeros hijos y estiman el efecto causal del tercer hijo sobre la oferta laboral femenina. Los resultados cuando se utilizan variables instrumentales muestran que en Argentina el tercer hijo provoca que la oferta laboral femenina reduzca en 8% y 9% (significativos al 5% y 1%, respectivamente) para todas las casadas. Se encontraron resultados similares para México, donde el tercer hijo provoca que la oferta laboral femenina reduzca en 6% y 8% para todas las casadas (significativos al 10 y 5 % respectivamente).

Tortarolo (2014) estudio la causalidad de la fertilidad sobre la oferta laboral femenina para países latinoamericanos y Estados Unidos. En este estudio se incluye a Bolivia, para el cual se muestran algunos resultados. Para Bolivia se utilizó la información del CENSO para los años de 1976, 1992 y 2001. En general, los resultados para casi todos países son pequeños y carecen de significancia estadística. Para Bolivia se encontraron efectos pequeños y cercanos a cero para el periodo de análisis. Estos fueron no estadísticamente significativos.

---

<sup>39</sup> Base de datos que contiene información individual extraída del proyecto IPUMS-I (Integrated Public Use Microdata Series)

<sup>40</sup> Ambas bases de datos fueron extraídas de las oficinas nacionales de estadística en cada país. Debido a que existen restricciones de acceso al 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.

Los trabajos descritos hasta aquí toman en cuenta a hijos entre los 0 y 18 años. Además, que restringen la edad de la mujer entre 20 y 35 años o 20 y 44 años dependiendo el estudio. Existen controles por edad, educación, residencia entre otras variables en las estimaciones.

### 4.3. Modelos Econométricos

La tesis propone dos modelos econométricos para evaluar el efecto causal de la fertilidad sobre los resultados laborales. Primero, siguiendo a Agüero y Marks (2011) se propone un modelo de variables instrumentales que utiliza el método de momentos generalizados. 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 se utiliza el instrumento: **preferencia del sexo de los hijos**.

Más adelante se detallan estos procesos econométricos utilizando el instrumental matemático y estadístico.

#### 4.3.1. Modelo 1: Regresión de Variables Instrumentales (2SLS)

Para evaluar el efecto causal de la fertilidad sobre la tasa de ocupación de la mujer se utiliza el shock de infertilidad como instrumento del número de hijos en el hogar. El modelo sigue la siguiente notación econométrica:

$$K_i = \theta_1 \text{Infertilidad} + u_i \quad (12)$$

$$PLF_i = \alpha + \beta K_i + \gamma_i \text{Edad}_{ji} + X_i \delta + e_i \quad (13)$$

Donde,  $PLF_i$  es la tasa de ocupación femenina de i-esima observación (1 es 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 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  $\alpha, \beta, \gamma_i, \delta, \theta_1$  son los parámetros a estimar. Se clasifica a la mujer como ocupada si responde que trabajo por lo menos una hora 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. Por su lado, 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 declara que es infértil o sub fértil. 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.

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 establece que la esperanza entre el instrumento y la variable endógena es distinta de cero. La segunda condición establece que la esperanza entre el instrumento y el error de la ecuación principal es cero. Es decir, el instrumento solo tiene efecto sobre la variable endógena, pero no así 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 el estadístico F de la primera etapa. Si este número es mayor a 10, se muestra que la infertilidad esta correlacionado con el número de hijos en el hogar. Con respecto al criterio de exogeneidad, dado que no se cuenta con otros instrumentos en la base de datos, se recurre a la revisión de la literatura para mostrar evidencia acerca de la validez externa del instrumento.

### 4.3.2. 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 sobre los resultados laborales de la mujer. 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 resultado<sup>41</sup> de la mujer  $i$  cuando tiene más de dos hijos y  $Y_{0i}$  cuando tiene dos hijos. Entonces, el impacto de la fertilidad<sup>42</sup> 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, 2014).

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

---

<sup>41</sup> El resultado puede ser: tasa de ocupación, ingreso laboral y horas trabajadas a la semana.

<sup>42</sup> 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, puesto que la base de comparación son mujeres con dos hijos solamente.

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 sobre los resultados laborales. Para esto se estima el siguiente modelo lineal (Tortarolo, 2014).

$$D_i = \gamma Z_i + X_i' \theta + u_i \quad (14)$$

$$Y_i = B_i D_i + X_i' \delta + e_i \quad (15)$$

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

Para estimar las ecuaciones 14 y 15 se aplica el modelo casi saturado de regresores endógenos ficticios propuesto por Abadie (2000)<sup>43</sup>. Este procedimiento es utilizado para estimar los parámetros de los modelos de variables instrumentales cuando el regresor endógeno es endógeno. Además, existe la posibilidad de que la variable dependiente también sea binaria.

En un modelo econométrico donde se intenta estimar el efecto causal de una variable binaria sobre una variable dependiente se debe tomar en cuenta el problema de endogeneidad<sup>44</sup>. El modelo de variable endógena ficticia está destinado a permitir la posibilidad de 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).

---

<sup>43</sup> El trabajo consultado fue: Abadie, A. (2000). Semiparametric estimation of instrumental variable models for causal effects.

<sup>44</sup> Se puede asumir que la variable binaria es el tratamiento que se asigna a un grupo específico de personas, buscando un resultado o efecto en una variable salida de interés.

Adicionalmente, cuando se utiliza una variable binaria endógena, el modelo econométrico parece mostrar más problemas para su estimación. Estos pueden resumirse en dos. Primero, dado que la variable endógena es binaria, es necesario una estimación no lineal en la primera etapa. Segundo, puede que el resultado de interés (variable dependiente) también sea una variable binaria (Angrist, 2001)<sup>45</sup>.

En algunos casos, las variables dependientes suelen admitir un rango de valores específicos. En su mayoría son variables que soportan valores no negativos con alta concentración en cero. Algunos ejemplos son: horas trabajadas, gasto en salud e ingresos. Estos modelos se denominan análisis de variables dependientes limitadas (LDV por su sigla en inglés) que utilizan modelos no lineales como probit o tobit, donde la presencia de un regresor binario endógeno representa un desafío para su estimación. En suma, el lector puede consultar el apéndice econométrico, donde se presenta la descripción del modelo propuesto por Abadie (2000) presentado por Angrist (2001).

Más adelante se exponen teóricamente los modelos de variables instrumentales que usan el método de estimación propuesto por Abadie (2000) y que aplica Angrist (2001) para encontrar los efectos causales de la fertilidad sobre la participación en el mercado laboral, la jornada laboral y el nivel de ingresos de la mujer.

---

<sup>45</sup> Los ejemplos incluyen la situación laboral en la evaluación de programas de formación y la situación de supervivencia en la investigación sanitaria.

**CAPITULO V**

**MARCO PRACTICO**

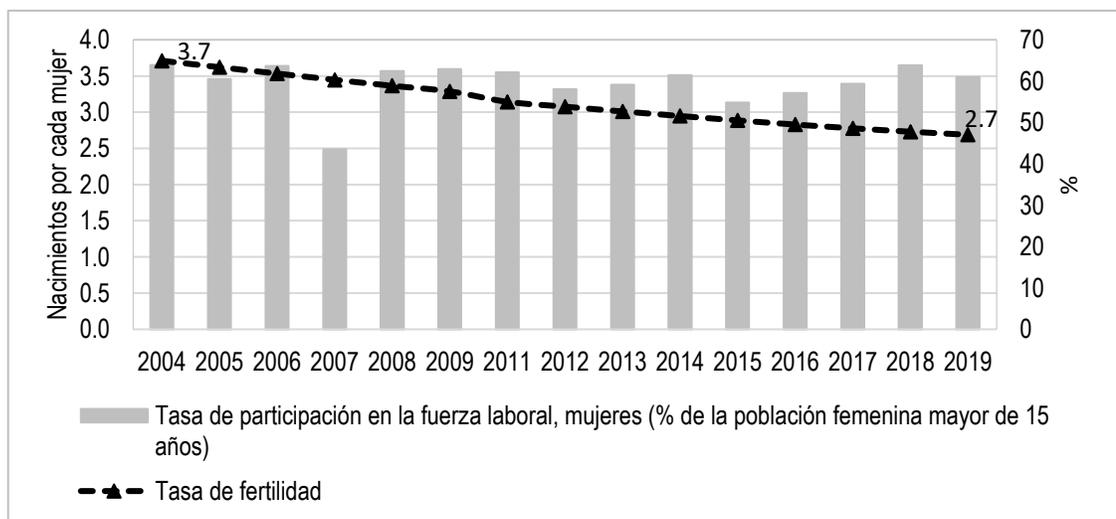
## V. Marco Práctico

### 5.1. Hechos Estilizados: Preferencias sobre la Fertilidad

En la figura 1 se presenta las tendencias de la tasa de fertilidad y la tasa de participación laboral femenina entre 2004 y 2019. Se observa una reducción de la tasa de fertilidad en Bolivia. Este indicador paso de 3,7 hijos por mujer mayor a 15 años en 2004 a 2,7 hijos en 2019, esto representa una caída de aproximadamente 27% en la tasa de fertilidad. Cabe señalar que Bolivia en 2018 aún se encuentra por encima del promedio de América Latina y el Caribe (2,05 hijos), Estados Unidos (1,74 hijos) y Asia Oriental y Pacífico (1.83 hijos).

Asimismo, se observa tendencia constante de la participación laboral femenina. Este indicador paso del 64% en 2004 al 61% en 2019. Este fenómeno no es exclusivo de Bolivia, si no de América Latina (CEDLA, 2020). En suma, se observa que entre 2004 y 2019 no existe ninguna relación entre la fertilidad y la tasa de participación laboral femenina, entonces quizá existan otros factores asociados a un comportamiento constante de la participación laboral femenina.

Figura 1: Tasa de participación laboral femenina y tasa de fertilidad



Fuente: elaboración propia con datos del Banco Mundial

En términos históricos, entre 1960 a 2019 de la tasa de fertilidad muestra una reducción considerable. Este indicador paso de 6,4 hijos a 2,7 hijos por mujer, esto representa una caída de aproximadamente 60%. De igual manera, se observa un cambio considerable de la participación laboral femenina a lo largo de la historia. Este indicador paso del 22% en 1976 al 62% en 2000. A partir de este año, se observa pequeñas variaciones alrededor del 60% hasta el año 2019 (anexo figura A1). Esta última descripción no es exclusiva de Bolivia, si no de América Latina (CEDLA, 2020).

La tasa de fertilidad deseada es un indicador que ajusta la tasa de fecundidad por el número de hijos no deseados. Este indicador muestra un descenso entre 1989 y 2008 debido a que cada vez más mujeres consideraron que el número de hijos que declararon en cada encuesta se encontraba por encima del deseado (anexo figura A2).

En concreto, la tasa promedio de fertilidad deseada descendió desde 2,7 hijos en 1989 y 1994 a 2 hijos en 2008 para Bolivia. Este indicador muestra un comportamiento similar para Brasil, Perú e India. El país que más aceleró este descenso fue Brasil ya que desde 1996 muestra una tasa de fertilidad deseada de 1.8 hijos en promedio. Perú revirtió el descenso de este indicador a partir del año 2008 hasta 2012, esto como resultado de un incremento de la tasa de fertilidad o una disminución de los nacimientos no deseados. Por último, la India muestra un constante descenso de este indicador desde 1993 hasta 2006 (anexo A2).

En Bolivia, la Encuesta de Demografía y Salud (EDSA) de 2016 ofrece información acerca de las preferencias de la fertilidad de mujeres entre 18 y 44 años. Según esta encuesta, un 60% del total de mujeres declara que no quieren tener más hijos en el futuro y un 34% dice que desea tener solo un hijo en el futuro (tabla 4). La alta preferencia por tener menos hijos posiblemente esté relacionado al precio implícito de los hijos. Es decir, las mujeres más educadas y con ingresos medios-altos posiblemente prefieran no tener más hijos porque internalizan un costo indirecto alto en el futuro. Asimismo, otro motivo puede estar relacionado con mujeres en situación de pobreza que no quieren tener más hijos porque relacionan este hecho con menores oportunidades laborales futuras.

**Tabla 4: Preferencias de fertilidad**

Preferencias de fertilidad en el futuro	Frecuencia	Porcentaje
Tener (un / otro) hijo	1294	34%
No más hijos/ ningún hijo	2252	60%
No puede quedar embarazada	73	2%
indecisa / no sabe, pero: no embarazada	97	3%
indecisa / no sabe, pero: embarazada	40	1%
<b>Total</b>	<b>3756</b>	<b>100%</b>

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

Nota: las estimaciones consideran el diseño complejo de la muestra

Lo señalado anteriormente encuentra correspondencia con los datos presentados en la tabla 5, donde se muestra que el 78% desea 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 si existe planificación familiar en las parejas. De este modo, al presentarse una alta preferencia por esperar años para tener otro hijo, se evidencia que las mujeres perciben que el cuidado de los hijos pequeños podría significar una desventaja.

**Tabla 5: Tiempo de espera para el próximo hijo**

Tiempo	Frecuencia	Porcentaje
Meses	75	6%
Años	1013	78%
Pronto/ahora	160	12%
No puede quedar embarazada	14	1%
Después del matrimonio	10	1%
Otro (especifique)	2	0%
No sabe	20	2%
<b>Total</b>	<b>1294</b>	<b>100%</b>

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

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

## **5.2. Modelo 1: Regresión de Variables Instrumentales (2SLS)**

### **5.2.1. Los Datos**

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

Además, EDSA 2016 contiene información del historial de nacimientos y antecedentes de la población femenina. Asimismo, ofrece información sobre características del hogar como el nivel educativo, residencia, edad, nivel de pobreza municipal, participación en el mercado laboral, entre otros. Es de interés para el estudio la información sobre el número de hijos, características laborales, características de las mujeres y variables relacionadas con la infertilidad.

La selección de la muestra corresponde a mujeres entre 18 y 44 años 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 6 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. Se observa que el 76% de las mujeres sin hijos trabajo 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 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 6).

**Tabla 6: Estadísticos descriptivos EDSA 2016**

<b>Variables</b>	<b>Sin hijos</b>	<b>1-2 hijos<sup>3</sup></b>	<b>3-4 hijos<sup>3</sup></b>	<b>Hijos &gt; 4<sup>3</sup></b>
<b>Panel A: Variables binarias en porcentaje<sup>2</sup></b>				
Trabajo 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
<b>Panel B: Variables continuas en promedio</b>				
Edad	30	32,1	35,2	37
	7,6	6,9	5	4
Edad cuando tuvo el primer hijo (a)		24,3	22,6	22,3
		4,9	3,6	3
<b>Observaciones</b>	<b>537</b>	<b>3055</b>	<b>1509</b>	<b>355</b>

Fuente: Elaboración propia en base a 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. (3) hijos menores a 18 años.

Por último, el panel A de la tabla 6 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 superior<sup>46</sup>. Este indicador disminuye para los subgrupos con hijos. Por ejemplo, solo el 6% de las mujeres con más de 4 hijos

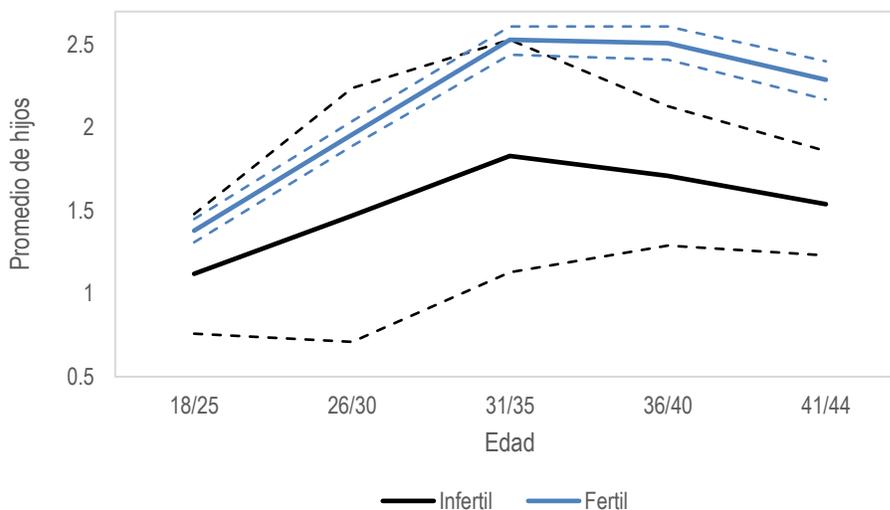
<sup>46</sup> La educación superior de la pareja es equivalente a alguno de los siguientes niveles alcanzados: Escuela Superior de Formación de Maestros, Licenciatura, Postgrado, Técnico (mayor a 1 año) y el Instituto de Formación Militar y Policial. Además, se advierte que el cálculo de este indicador excluye a las mujeres solteras.

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.

La edad promedio de las mujeres sin hijos es igual a 30, 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) es el más bajo 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 6).

Finalmente, en la figura 2 se observa que el promedio de hijos es menor cuando las mujeres son infértiles. Si la edad de la mujer se encuentra entre 18 y 25 años, el promedio de hijos para el grupo de mujeres fértil e infértil 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, esto debido a que el número de observaciones es más pequeño (132) en comparación al grupo de mujeres fértiles (5324).

**Figura 2: Promedio de hijos según 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%

### **5.2.2. Resultados de las Estimaciones**

Las tablas 7 y 8 muestran los resultados para el modelo con variable instrumental definido como shock de infertilidad. Se estiman los resultados controlando por factores como la edad, nivel de educación, estado civil, pertenencia étnica, región<sup>47</sup> y educación de la pareja. En la tabla 7 se observa que el impacto de los hijos sobre la tasa de ocupación femenina es negativo y estadísticamente significativo para las columnas A, B y C a nivel nacional y regional. Estos resultados muestran que marginalmente cada hijo menor a 18 años reduce la tasa de ocupación entre 3% y 4% a nivel nacional, urbano y rural (columnas A - probit).

Según el método de generalizado de momentos (GMM) con variable instrumental el impacto de la fertilidad es mayor. En específico, cada hijo en promedio reduce la tasa de ocupación femenina en 11% y 14% a nivel nacional y el área urbana respectivamente (columnas B). Estos resultados 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). Por otro lado, los resultados carecen de significancia estadística para ambos métodos GMM en el área rural (columna B y C). Esto refleja una ambigüedad del impacto de la fertilidad sobre la tasa de ocupación. 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 sobre la tasa de ocupación femenina.

---

<sup>47</sup> Se incluyen a 9 ciudades capitales y la Ciudad de El Alto.

**Tabla 7: Fertilidad y tasa de ocupación femenina (hijos menores a 18 años)**

VD: Trabajo durante la semana pasada	Bolivia			Área urbana			Área rural		
	Probit <sup>1</sup>	GMM IV <sup>1</sup>	GMM IV <sup>2</sup>	Probit <sup>1</sup>	GMM IV <sup>1</sup>	GMM IV <sup>2</sup>	Probit <sup>1</sup>	GMM IV <sup>1</sup>	GMM IV <sup>2</sup>
	A	B	C	A	B	C	A	B	C
Número de Hijos	-0,04*** (0,01)	-0.11** (0.06)	-0.09* (0.05)	-0,04*** (0,01)	-0.14* (0.07)	-0.13** (0.06)	-0,03*** (0,01)	-0.05 (0.08)	-0.03 (0.10)
Estadístico F		55,7			36,2			23,3	
Observaciones	5.456	5.456	5.456	3.492	3.492	3.492	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-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.

En la tabla 8 se muestran el impacto de los hijos menores a 13 años sobre la tasa de ocupación en el área urbana. Este impacto es igual al 30% y 20% según el método generalizado de momentos con variable instrumental (columna B y C respectivamente). Según el modelo probit este impacto es menor equivalente al 6% (columna A).

**Tabla 8: Fertilidad y tasa de ocupación femenina (hijos menores a 13 años)**

VD: Trabajó durante la semana pasada	Área urbana		
	Probit	GMM IV <sup>1</sup>	GMM IV <sup>2</sup>
	A	B	C
Número de hijos	-0.06*** (0.01)	-0.30* (0.15)	-0.20* (0.12)
Estadístico F		11,8	
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-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.

Si se comparan los resultados entre las tablas 7 y 8 para el área urbana, se observa que el impacto de la fertilidad es mayor cuando la edad de 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.

Asimismo, se observa que los estadísticos F son mayores a 10 en las tablas 7 y 8; por tanto, la infertilidad está correlacionado significativamente con el número de hijos en el hogar.

### **5.3. Modelo 2: Modelo Casi Saturado con Regresores Endógenos Ficticios**

#### **5.3.1. Los Datos**

Se utiliza el CENSO de población 2012 disponible a través del proyecto de Series de Microdatos de Uso Público Integrados (IPUMS por su sigla en inglés). El censo de población 2012 contiene 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 lo 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)<sup>48</sup>.

La base de datos de IPUMS contiene información de la relación de parentesco, edad, raza, educación, estado civil, residencia, empleo, 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 sobre el nivel de ingresos y las horas trabajadas a la semana. La muestra seleccionada toma en cuenta a mujeres con por lo menos dos hijos menores a 18 años. La edad de las mujeres se encuentra entre 18 y 44 años y se eliminan a mujeres que tuvieron su primer hijo cuando eran menores de edad. También se eliminan a mujeres que son estudiantes.

---

<sup>48</sup> Dado 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.

En la tabla 9 se presentan los estadísticos descriptivos del censo de población 2012. Se observa que la tasa de ocupación es igual al 55% y 52% para el área urbana y rural respectivamente. Este indicador es menor en aproximadamente 1 y 2 p.p. para el grupo de mujeres con pareja. Adicionalmente, se observa que cerca del 50% de mujeres tienen más de dos hijos menores a 18 años en el área urbana; este porcentaje es mayor (cerca del 64%) en el área rural. Esto significa que la muestra entre mujeres con más de dos hijos y aquellas con sólo dos hijos se encuentra más equilibrada para el grupo que residen en el área urbana. Esto refleja que la tasa de fertilidad es mayor en el área rural en comparación al área urbana.

Además, el sexo de los dos primeros hijos es el mismo tanto en el área urbana como rural en el 50% de los casos. Este hecho muestra que el instrumento definido como: mismo sexo de los hijos se encuentre equilibrado (Tabla 9). Adicionalmente, se puede observar que entre el 24% y 25% de las mujeres tuvieron dos varones o dos mujeres en sus dos primeros embarazos respectivamente.

Se observa que aproximadamente el 39% y el 73% de las mujeres se identifican como indígenas en el área urbana y rural respectivamente. Además, cerca del 77% de las mujeres residen en el eje central en el área urbana, este porcentaje es menor (60%) en el área rural (panel A tabla 9).

Por otro lado, el promedio de hijos menores a 18 años es igual a 2,76 y 3,28 en el área urbana y rural respectivamente. De igual forma, el promedio de hijos menores a 12 años es mayor en el área rural en relación al área urbana. También se observa que la edad promedio de las mujeres es ligeramente mayor en el área urbana en relación al área rural. Por último, se muestra que la edad promedio del primer embarazo es igual 23 años aproximadamente para Bolivia (panel B tabla 9).

**Tabla 9: Estadísticos descriptivos de los censos de población 2012 <sup>2</sup>**

Variables	Urbana		Rural	
	Todas las mujeres	Mujeres con pareja	Todas las mujeres	Mujeres con pareja
<b>Panel A: variables binarias en porcentaje <sup>3</sup></b>				
Trabajo la semana pasada (1 = sí)	0,55	0,53	0,52	0,51
Tiene más de dos hijos (<18 años) (1 = sí)	0,49	0,5	0,64	0,65
Mismo sexo de los dos primeros hijos (1 = sí)	0,5	0,5	0,5	0,5
Dos primeros hijos varones (1 = sí)	0,25	0,26	0,25	0,26
Dos primeros hijos mujeres (1 = sí)	0,25	0,24	0,24	0,24
Sexo del primer hijo (1= mujer)	0,5	0,49	0,5	0,5
Sexo del segundo hijo (1= mujer)	0,5	0,49	0,51	0,51
Pertenencia étnica (1 = sí)	0,39	0,39	0,73	0,73
Reside en el eje central (1 = sí)	0,77	0,77	0,6	0,6
<b>Panel B: variables continuas en promedio</b>				
Número de hijos (<18 años)	2,76 (0,98)	2,77 (0,98)	3,28 (1,35)	3,31 (1,36)
Número de hijos (<12 años)	2,49 (0,74)	2,5 (0,75)	2,87 (1,04)	2,88 (1,04)
Edad	34,29 (5,22)	34,18 (5,21)	33,92 (5,65)	33,85 (5,64)
Edad en el primer nacimiento	22,87 (3,84)	22,88 (3,84)	22,73 (3,88)	22,7 (3,86)
<b>Observaciones</b>	<b>28.475</b>	<b>24.857</b>	<b>11.584</b>	<b>10.464</b>

Fuente: Elaboración propia en base a 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 panel A se muestra el porcentaje cuando (1=sí) se cumple. (4) Desviación estándar entre paréntesis.

En la tabla 10 se presentan los estadísticos descriptivos correspondientes a la base de datos agrupados de las encuestas de hogares 2011 y 2012. 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 control. Además, se muestra que la mitad (50% aproximadamente) de la muestra tuvo hijos del mismo sexo en sus dos primeros embarazos para ambos grupos de comparación.

**Tabla 10: Estadísticos descriptivos de las encuestas de hogares (Área Urbana)**

Variables	Tiene dos hijos <sup>3</sup> (grupo de control)	Tiene más de dos hijos <sup>3</sup> (grupo de tratamiento)
<b>Panel A: Variables binarias en porcentaje <sup>2</sup></b>		
Informalidad (1=sí)	0,6	0,7
Mismo sexo de los dos primeros hijos (1 = sí)	0,46	0,51
Pertenencia étnica (1=sí)	0,23	0,28
Reside en el eje central (1=sí)	0,72	0,71
Pareja (1=sí)	0,9	0,91
Abuelos (1 = sí)	0,05	0,03
<b>Panel B: Variables continuas en promedio</b>		
Horas trabajadas a la semana	44,6 (23,2)	43,4 (22)
Ingreso laboral real en Bs/mes (base 2016)	2269 (3285)	2171 (2773)
Edad de la mujer	32,9 (5,8)	35 (4,7)
Edad cuando tuvo su primer hijo	23,4 (4)	22,1 (3,3)
<b>Observaciones</b>	<b>1.402</b>	<b>1.275</b>

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

Notas: (1) Desviación estándar entre paréntesis.

(2) Panel A muestra el porcentaje cuando (1=sí) se cumple. (3) tienen hijos menores a 18 años.

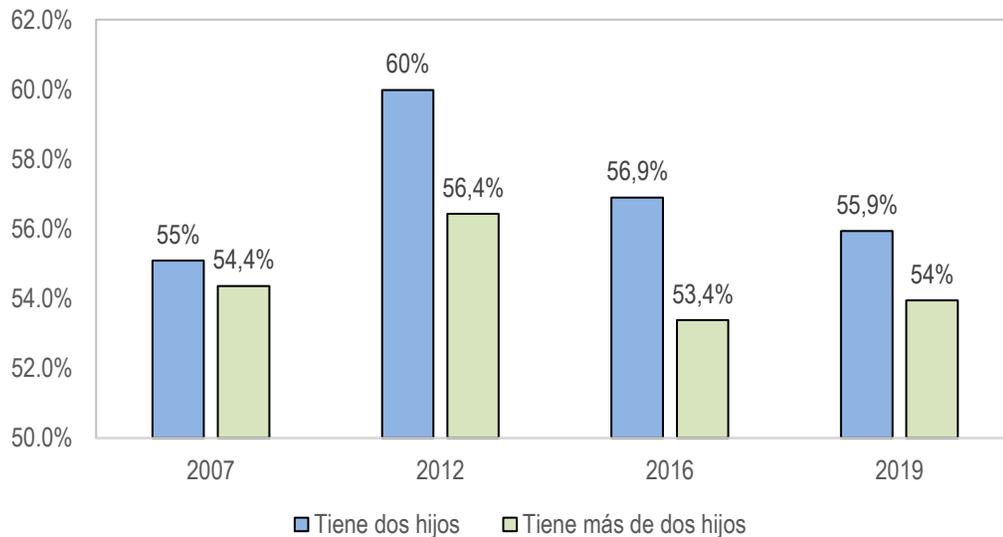
También se muestra que el 28% de mujeres se identifican como indígenas en tratamiento, este porcentaje es mayor en comparación al segundo de control. En suma, la variable residencia en el eje central esta homogéneamente representada (71% aproximadamente) en ambos grupos de comparación. Además, se muestra que el 90% de las mujeres conviven con una pareja en ambos grupos. Un dato interesante es que la presencia de los abuelos es baja para ambos grupos (tabla 10).

Por otro lado, las horas trabajadas promedio a la semana son mayores cuando la mujer tiene dos hijos (44,6 horas). De igual forma, el promedio del ingreso real mensual es mayor para este grupo (Bs. 2269). En suma, la edad promedio es mayor para el grupo de

mujeres que tiene más de dos hijos (33,5 años). Además, este grupo muestra que la edad promedio del primer embarazo es menor (22 años) en comparación al grupo de control (22,3 años) (panel B tabla 10). Con esto se muestra que las mujeres que tiene más hijos, generalmente, se embarazan cuando son más jóvenes.

De forma complementaria, en la figura 3 se compara la tasa de ocupación femenina entre ambos grupos. En promedio, este indicador es menor en el grupo de tratamiento en comparación al grupo de control. Esto significa que las labores domésticas sean mayores cuando el número de hijos es mayor. En concreto, se muestra que por cada 100 mujeres; 55 y 54 mujeres están empleadas en el 1er y 2do grupo respectivamente<sup>49</sup>. Este panorama cambia marginalmente entre 2016 y 2019; sin embargo, la situación cambia cuando el porcentaje de empleadas mujeres con dos hijos se aproxima al 60% para el 1er grupo en 2012.

**Figura 3: Tasa de ocupación femenina (área urbana)**



Fuente: elaboración propia en base a las encuestas de hogares 2007 – 2019, INE

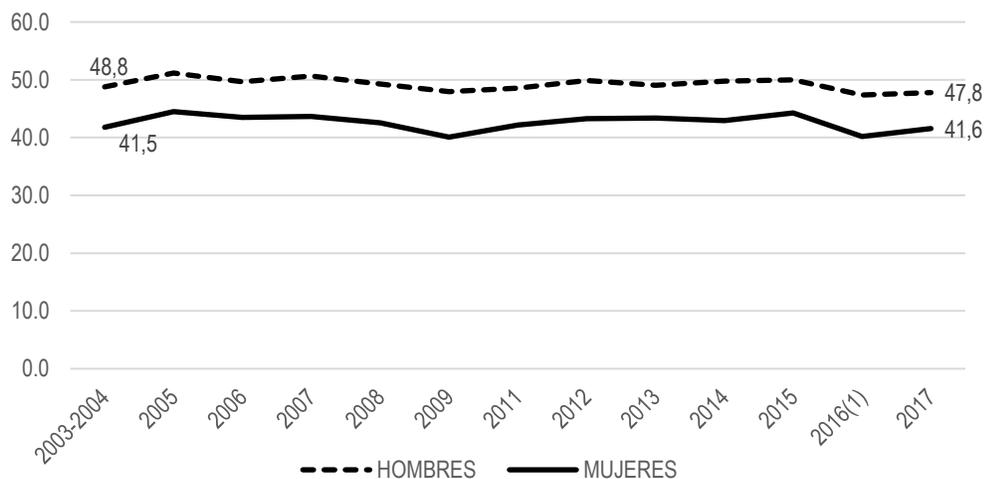
Nota: las estimaciones consideran el diseño complejo de la encuesta.

<sup>49</sup> La denominación del 1er y 2do grupo son equivalentes al grupo de control y tratamiento respectivamente.

Cuando se compara ambos grupos en el área rural se presenta una situación particular. En específico, se muestra que por cada 100 mujeres; 62 y 61 mujeres están empleadas en 2007 para el 1er y 2do grupo respectivamente; esta situación se repite en 2016. Sin embargo, este indicador cambia para 2012 y 2019; por ejemplo, por cada 100 mujeres, 61 y 67 mujeres están empleadas en el 1er y 2do grupo respectivamente en 2019 (anexo 3). De este modo, se observa que una mayor tasa de fertilidad no afecta considerablemente al empleo femenino en el área rural.

Por otro lado, el promedio horas de trabajo por semana muestra un comportamiento constante a lo largo del tiempo para hombres y mujeres en el área urbana. Este indicador es igual a 48,8 y 41,8 horas semanales en 2003-2004 para hombres y mujeres respectivamente. Para 2017, este indicador vario levemente: 47,8 y 41,6 horas semanales para hombres y mujeres, respectivamente (figura 4).

**Figura 4: Promedio de horas trabajadas semanales <sup>2</sup> en la ocupación principal según sexo (área urbana)**



Fuente: elaboración propia en base a datos del INE.

Nota: (1) a partir de 2016 la estimación oficial de los indicadores del mercado laboral corresponden a las que proviene de la Encuesta Continua de Empleo.

(2) Cabe resaltar que se considera el universo de la población en edad de trabajar, la cual comprende a personas de 10 años o más.

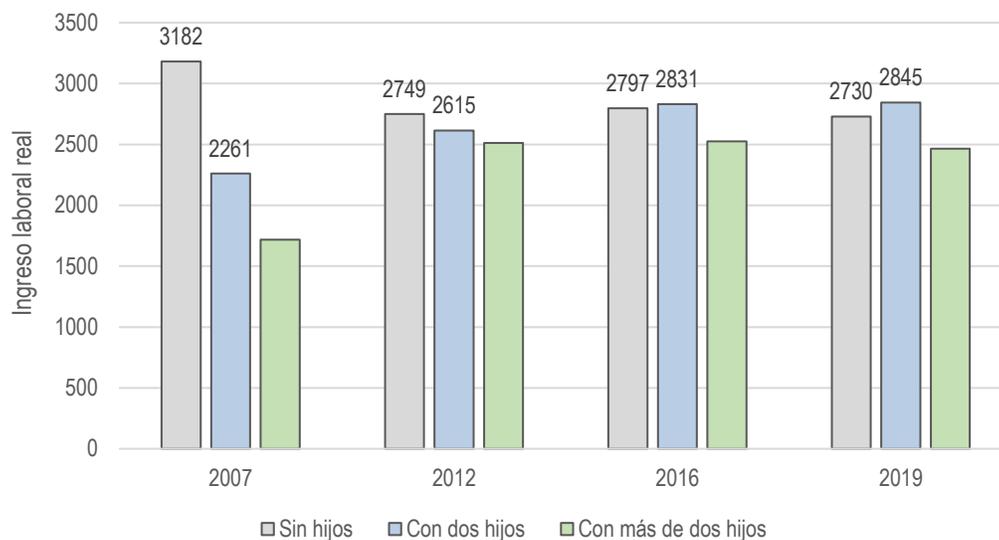
La jornada laboral completa comprende al trabajo realizado por encima de las 40 horas semanales. Si la jornada laboral se encuentra por debajo de este umbral, se trata de una jornada laboral parcial (Yañez y Echenique, 2019). Según la figura 4, los hombres trabajan por encima de una jornada laboral completa y las mujeres se encuentran alrededor de las 41 horas de trabajo semanal entre 2003 y 2017.

En el área rural, los hombres y mujeres trabajan 40,1 horas y 36,5 horas semanales en promedio respectivamente entre 2003-2004. Esta situación no cambia para el año 2017, pues el promedio de horas semanales es igual a 41,1 y 35,2 respectivamente. Entonces, las mujeres trabajan menos de una jornada laboral completa en promedio (anexo, figura A4). Se advierte que estos dos últimos gráficos no distinguen entre mujeres con y sin hijos, sino toman en cuenta a la población mayor a 10 años.

En la figura 5 se muestran los ingresos promedios reales de la mujer en la ocupación principal y según el número de hijos menores a 18 años en el área urbana. Se observa que el promedio del ingreso real es mayor para mujeres sin hijos en comparación a mujeres con hijos para los años 2007 y 2012. Por ejemplo, esta brecha es igual a Bs. 921 con respecto a las mujeres con dos hijos en 2007. Sin embargo, esta brecha es negativa para los años 2016 y 2019. Esto quiere decir, que el promedio de ingresos reales es mayor para las mujeres con dos hijos en relación a las mujeres sin hijos. Por ejemplo, esta brecha negativa es igual a Bs. 115 para 2019.

Las diferencias del promedio de ingresos reales entre el grupo de control y de tratamiento son pequeñas para los últimos cuatro años como se observa en la figura 5. Sin embargo, se destaca que el promedio de ingresos reales es Bs. 542 más alto en el grupo de control en comparación al grupo de tratamiento para 2007.

**Figura 5: Ingreso promedio real según presencia de hijos en Bs./mes (área urbana)**



Fuente: elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares, INE

Nota: (1) las estimaciones consideran el diseño complejo de la muestra.

(2) Se consideran los ingresos laborales reales de la ocupación principal y secundaria (base del IPC 2016).

(3) Se consideran a mujeres entre 18 y 44 años con hijos menores a 18 años.

En el área rural, la brecha del ingreso promedio real entre las mujeres sin hijos y con dos hijos es Bs. 34 para 2007. Esta diferencia es igual a Bs. 1113, Bs. 1328 y Bs. 593 para las gestiones 2012, 2016 y 2019 respectivamente. Es decir, el ingreso promedio real es superior cuando las mujeres no tienen hijos. La diferencia del promedio del ingreso real entre el grupo de control y de tratamiento cae considerablemente a partir de 2012 hasta 2019. Solo en 2007 se observa una diferencia positiva igual a Bs. 1000 a favor del grupo de control (anexo, figura A5).

La generación de ingresos está relacionada con la estructura del empleo. En Bolivia, los datos revelan que existe una persistencia del empleo precario. Según la Encuesta Continua de Empleo (ECE) del INE, el empleo femenino está altamente concentrado en el trabajo no asalariado compuesto principalmente por trabajadoras por cuenta propia, familiares no remunerados, cooperativistas y otros (anexo, figura A6).

### **5.3.2. Resultados de las Estimaciones**

Ahora se discuten los resultados para el instrumento “mismo sexo”. Esto permite comprobar si los resultados varían considerablemente con respecto al modelo 1. Para evaluar la robustez del modelo propuesto se requiere verificar dos condiciones. La primera es la condición de relevancia y, la segunda, la condición de exogeneidad. Al respecto, se muestra que el instrumento tiene una correlación estadísticamente significativa con la variable endógena. Este coeficiente muestra que, si los dos primeros hijos tienen el mismo sexo, la probabilidad de tener más de dos hijos aumenta en 3% y 5% según el censo 2012 y EH 2011-2012 respectivamente (ver anexo tabla A1). Con respecto a la segunda condición, más adelante se muestra el test de sobre identificación de Sargan para estudiar la validación externa del instrumento.

Las estimaciones que se presentan en las tablas 9 y 10 están controladas por: edad, pertenencia étnica, estado civil y residencia de la mujer; además del sexo del primer y segundo hijo y la presencia de abuelos en el hogar.

Si el reporte de resultados omite o no describe si el coeficiente estimado es estadísticamente significativo, se entiende que se cumple esta condición. Solo en caso de existir ausencia de significancia estadística se describirán y explicarán sus posibles causas. Adicionalmente, se advierte que cuando se hace referencia a la **fertilidad**, esto significa pasar de 2 hijos a más de 2 hijos en el hogar, lo cual representa un incremento en la tasa de fertilidad. Asimismo, se recuerda que, dado que el modelo 2 mide el **efecto causal**, el reporte de resultados considera al término **impacto** como sinónimo. Este impacto o efecto causal considera a dos grupos. El primero está compuesto por mujeres con dos hijos que son la base comparación (grupo de control) y, el segundo, por mujeres con más de dos hijos que son quienes reciben el tratamiento aleatoriamente (más hijos).

Los resultados muestran que la fertilidad reduce las probabilidades de trabajar en 8% en comparación al grupo de control según el modelo probit (columna A en la tabla 11). Este impacto es más alto si se instrumentaliza a la variable endógena. Las columnas C y D siguen la metodología de Abadie (2000), donde se evidencia que la fertilidad impacta

negativamente sobre la probabilidad de trabajar en 13,1% y 13,2% para el modelo lineal y no lineal respectivamente<sup>50</sup>. La columna B muestra un impacto negativo, pero carece de significancia estadística<sup>51</sup>.

**Tabla 11: Fertilidad y empleo femenino**

Nivel	Variable dependiente: la mujer trabajo durante la semana pasada	Di exógeno		Di endógeno	
		Probit	2SLS	IV Probit lineal	IV Probit no lineal
		A	B	C	D
Bolivia	Mas de dos hijos	-0,08***	-0,04	-0,131***	-0,132***
	Desviación estándar	0,005	0,159	0,014	
	Test de Sargan (p- valor)		0,066		
	Observaciones	40.059	40.059	39.192	40.059
Área urbana	Mas de dos hijos	-0,088***	-0,16	-0,155***	-0,154***
	Desviación estándar	0,0063	0,16	0,01605	
	Test de Sargan (p- valor)		0,038		
	Observaciones	28.475	28.475	27.683	28.475
Área rural	Mas de dos hijos	-0,059***	0,476	0,003	0,002
	Desviación estándar	0,010	0,680	0,028	
	Test de Sargan (p- valor)		0,920		
	Observaciones	11.584		11.584	11.584

Fuente: Elaboración propia en base a datos del CENSO 2012 en IPUMS

Significativo al \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05 - P-valores

Nota: (1) en la columna "a" se aplicaron factores de expansión.

(2) El test de Sargan toma en cuenta dos instrumentos que son: dos primeros hijos varones y dos primeros hijos mujeres.

Adicionalmente, se evidencia que la fertilidad reduce la probabilidad de trabajar en 15% en el área urbana<sup>52</sup>. Sin embargo, este impacto carece de significancia estadística en el área rural<sup>53</sup>. Esto posiblemente muestra que las mujeres con más de dos hijos representan

<sup>50</sup> Este resultado se interpreta con respecto al grupo de control que en este caso se omite su redacción. Amable lector tenga en cuenta esta interpretación.

<sup>51</sup> El modelo 2SLS que instrumentaliza la variable endógena carece de significancia estadística porque no aplica la metodología de Abadie (2000).

<sup>52</sup> Según el modelo probit sin instrumento, este impacto negativo es igual al 8% (similar al caso nacional) en el área urbana (columna A, tabla 11).

<sup>53</sup> Sin embargo, se observa que este impacto es igual al 6% y estadísticamente significativo para el modelo probit sin instrumento (columna A, tabla 11).

una mayoría del total de la población ocupada en el área rural<sup>54</sup> y que la presencia de hijos no es un factor determinante para estar empleada en el grupo de tratamiento.

Para evaluar el efecto de los hijos pequeños sobre el empleo femenino, ahora se restringe la muestra a mujeres con por lo menos dos hijos menores a 12 años y que residen en el área urbana. Se evidencia que la probabilidad de trabajar reduce en 11% según el modelo probit sin instrumento (columna A, tabla 12).

**Tabla 12: Hijos menores a 12 años y empleo femenino (área urbana)**

VD: la mujer trabajo durante la semana pasada	Di exógeno		Di endógeno	
	Probit	2SLS	IV Probit lineal	IV Probit no lineal
	A	B	C	D
Mas de dos hijos (<12 años)	-0,11***	-0,066	-0,122***	-0,121***
Desviación estándar	0,0086	0,283	0,025	
Test de Sargan (p- valor)		0,021		
Observaciones	15.899	15.899	15.896	15.899

Fuente: Elaboración propia en base a datos del CENSO 2012, IPUMS

Significativo al \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05 - P-valores.

Nota: (1) en la columna "a" se aplicaron factores de expansión. En la columna "b" se aplicaron bootstrap con 100 repeticiones.

(2) El test de Sargan toma en cuenta dos instrumentos que son: dos primeros hijos varones y dos primeros hijos mujeres.

Cuando se instrumentaliza la variable de la fertilidad, se evidencia un efecto causal negativo sobre la probabilidad de trabajar igual al 12,2% y 12,1% para las columnas C y D respectivamente. Este impacto es negativo, pero carece de significancia estadística cuando no se sigue la metodología de Abadie (2000) (columna B, tabla 12).

Para evaluar el criterio de exclusión, se muestra el p – valor del test de sobre identificación de Sargan en las tablas 11 y 12. Estos valores son iguales al 6,6% y 2,1% para las tablas 11 y 12 respectivamente. Por tanto, se rechaza la hipótesis nula de sobre identificación a

<sup>54</sup> Cálculos del autor que no se muestran en el documento.

un nivel de confianza del 95%. Dado que los p-valores son todavía pequeños, se muestra los límites del criterio de exclusión para el modelo de variables instrumentales.

En resumen, se observa que los impactos varían de acuerdo a la región de estudio y la edad de los hijos. En el área rural, la ambigüedad y carencia de significancia estadística refuerzan la idea de que la diferencia de las estructuras productivas entre el área urbana y rural son determinantes para el estudio. Lo expuesto hasta ahora ofrece un argumento robusto para sostener que existe un efecto causal entre la fertilidad y el empleo femenino.

Ahora, siguiendo a Cruces y Galiani (2007), se muestran los resultados para mujeres con pareja y sin pareja en el área urbana. En concreto, la fertilidad reduce la probabilidad de trabajar en 16,3% y 16,1% cuando la mujer convine con una pareja según el método IV probit lineal y no lineal respectivamente (tabla 13).<sup>55</sup> En suma, si la mujer no convive con una pareja, el efecto causal de la fertilidad carece de significancia estadística (columnas C y D, tabla 13). Entonces, la evidencia muestra que el efecto causal negativo de la fertilidad sobre la probabilidad de trabajar sucede cuando la mujer tiene pareja.<sup>56</sup>

Los resultados para las mujeres descritos en las tablas 11, 12 y 13 son similares a los encontrados por Angrist (2001) y Cruces y Galiani (2007). Estos trabajos fueron realizados para las economías de Estados Unidos y dos países latinoamericanos respectivamente. Estos últimos encuentran efectos causales estadísticamente significativos instrumentalizando la variable hijos para México y Argentina utilizando los CENSOS de 1991 y 2000 respectivamente. Por su lado, Angris (2001) usa el censo 1980 de Estados Unidos y encuentra efectos causales estadísticamente significativo sobre el empleo y las horas trabajadas de la mujer.<sup>57</sup>

---

<sup>55</sup> Por su lado, el modelo probit sin instrumento muestra un impacto negativo igual al 8% y el modelo 2SLS carece de significancia estadística.

<sup>56</sup> Adicionalmente, en anexos se muestra que el impacto de la fertilidad sobre la probabilidad de trabajar es positivo para los hombres. Este impacto es igual al 2,1% y 2,2% para las columnas C y D respectivamente (ver en anexo tabla A2).

<sup>57</sup> Cabe señalar que ambos estudios utilizan el modelo casi saturado de regresores endógenos propuesto por Abadie (2000).

**Tabla 13: Fertilidad, estado conyugal y empleo femenino (área urbana)**

<b>Con pareja</b>				
<b>VD: la mujer trabajo la semana pasada</b>	<b>Di exógeno</b>		<b>Di endógeno</b>	
	<b>Probit</b>	<b>2SLS</b>	<b>IV Probit lineal</b>	<b>IV Probit no lineal</b>
	<b>A</b>	<b>B</b>	<b>C</b>	<b>D</b>
	Mas de dos hijos	-0,08***	-0,172	-0,163***
Desviación estándar	0,007	0,145	0,016	
Sargan p - valor		0,094		
Observaciones	24.857	24.857	24.404	24.857
<b>Sin Pareja</b>				
<b>VD: la mujer trabajo durante la semana pasada</b>	<b>Di exógeno</b>		<b>Di endógeno</b>	
	<b>Probit</b>	<b>2SLS</b>	<b>IV Probit lineal</b>	<b>IV Probit no lineal</b>
	<b>a</b>	<b>b</b>	<b>c</b>	<b>d</b>
	Mas de dos hijos	-0,06***	0,208	0,034
Desviación estándar	0,016	1,104	0,057	
Sargan p - valor		0,399		
Observaciones	3.618	3.618	3.111	3.618

Fuente: Elaboración propia en base a datos del CENSO 2012, IPUMS

Significativo al \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05 - P-valores.

Nota: (1) en la columna "a" se aplicaron factores de expansión. En la columna "b" se aplicaron bootstrap con 500 repeticiones.

(2) El test de Sargan toma en cuenta dos instrumentos que son: dos primeros hijos varones y dos primeros hijos mujeres.

Por otro lado, siguiendo a Angrist (2001) se estiman los impactos de la fertilidad sobre las horas trabajadas semanales y el nivel de los ingresos reales de la mujer en el área urbana. Al respecto, existe un impacto negativo de la fertilidad igual a 6,5 horas semanales según el método IV probit lineal, lo cual significan 1,3 horas diarias en promedio (tabla 14, panel A).<sup>58</sup> Adicionalmente, según el panel B de la tabla 14, el impacto de la fertilidad sobre los ingresos laborales reales carece de significancia estadística para todos los métodos utilizados. Este hecho refleja que el impacto sobre el promedio de ingresos reales es ambiguo; por tanto, es necesario mostrar evidencia acerca del impacto de la fertilidad sobre la distribución de ingresos reales de la mujer.

<sup>58</sup> Se observa que los resultados carecen de significancia estadística para el modelo OLS y 2SLS según el panel A de la tabla 14.

Asimismo, se observa que el p – valor del test de sobre identificación de Sargan es mayor al 10% para ambos paneles, lo cual refleja que la restricción de exclusión se cumple satisfactoriamente (tabla 14).

**Tabla 14: Fertilidad, horas trabajas semanales e ingresos reales (área urbana)**

Variables dependientes	Di exógeno		Di endógeno
	OLS	2SLS	IV probit lineal
<b>Panel A: impactos sobre las horas trabajas a la semana</b>			
Más de dos hijos	-1,64 (1,26)	-3,83 (36,44)	-6,50** (2,88)
Sargan p-valor		0,17	
Observaciones	1.470	1.470	1.307
<b>Panel B: impactos sobre el nivel de ingresos reales (base 2016)</b>			
Más de dos hijos	-1.221 (4.889)	-123 (189)	-244 (159)
Sargan p-valor		0,40	
Observaciones	1.462	1.462	1.289

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

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

Nota: (1) se aplicaron bootstrap con 500 réplicas para el modelo 2SLS,

(2) se aplicaron factores de expansión para el modelo OLS,

Adicionalmente, se presentan los impactos de la fertilidad sobre la distribución de horas trabajadas semanales. Según el modelo IV probit lineal, se observa que la fertilidad reduce las probabilidades de trabajar por encima de 46 horas semanales 17%. Por el contrario, existen 38% y 15% más probabilidades de trabajar entre 16-25 y 26-35 horas semanales respectivamente cuando se incrementa la tasa de fertilidad.

Este panorama refleja que las mujeres tienen más probabilidades de trabajar a tiempo parcial y, por último, se muestra que este impacto carece de significancia estadística para el intervalo de 16-55 horas semanales (jornada laboral completa) (tabla 15).<sup>59</sup>

<sup>59</sup> Como se observa en la tabla 15, el modelo probit carece de significancia estadística porque no utiliza ningún instrumento.

**Tabla 15: Efectos del tratamiento sobre la distribución de las horas trabajadas (área urbana)**

Horas trabajadas en la semana	Di exógeno	Di endógeno
	Probit	IV probit lineal
1--15	0,02 (0,02)	-0,06* (0,03)
16--25	0,00 (0,02)	0,38*** (0,05)
26--35	0,00 (0,02)	0,15*** (0,04)
36--45	0,02 (0,02)	-0,06 (0,05)
46--55	-0,01 (0,02)	-0,17*** (0,05)

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

Significativo al \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05 - P-valores,

Desviación estándar entre paréntesis,

Nota: se aplicaron factores de expansión al modelo probit,

En la tabla 16 se muestran los resultados para el efecto del tratamiento cuantílico (QTE por su sigla en inglés) de la fertilidad sobre las horas trabajadas semanales y el nivel de ingresos laborales reales<sup>60</sup>. Este método utiliza la metodología de Abadie (2000) y, por tanto, se trata del modelo con variable instrumental. Asimismo, se presenta el modelo de regresión cuantilica (QR por su sigla en inglés) que no utiliza algún instrumento.

Según el QTE, la fertilidad causa que las horas trabajadas semanales del grupo de tratamiento sean 4,5 horas menores con respecto al grupo de control en el cuantil 0,25 de la distribución. Además, se provoca una reducción del nivel de ingresos laborales reales en Bs. 146. A medida que se avanza a lo largo de la distribución, los impactos de la fertilidad sobre las horas trabajadas y el nivel de ingresos son mayores. Por ejemplo, este impacto es negativo igual a 8,1 horas y Bs. 330 para el cuantil 0,75. Esto muestra que los

<sup>60</sup> Los ingresos reales se calculan en base al Índice de Precios al Consumidor (IPC) y se toma como año base al año 2016, el último disponible en el Instituto Nacional de Estadística (INE).

costos de oportunidad son mayores a medida que se percibe más ingresos y se trabaja más horas (tabla 16).

Si no se utiliza algún instrumento, los resultados carecen de significancia estadística y los coeficientes son más pequeños en algunos puntos de la distribución de las horas trabajadas y el nivel de ingresos laborales reales (ver modelo QR en tabla 16). De este modo, se muestran las bondades del procedimiento de variable instrumental propuesto por Abadie (2000).

**Tabla 16: Efecto del tratamiento cuantílico (área urbana)**

Cuantil (valor)	QTE		QR	
	Hrs, de trabajo	Ingreso laboral	Hrs, de trabajo	Ingreso laboral
0,25	-4,5*** (1,3)	-146* (80)	-1,7 (1,8)	-105 (83)
0,5	-4,1*** (1,6)	-227*** (85)	0,0 (1,0)	-113 (102)
0,6	-5,9*** (1,1)	-264*** (100)	-0,2 (1,3)	-139 (120)
0,7	-5,0*** (1,6)	-273** (107)	-0,9 (1,8)	-100 (130)
0,75	-8,1*** (1,7)	-330*** (127)	-2,7 (1,9)	-126 (172)
0,8	-8,4*** (2,2)	-326* (190)	-3,0 (2,1)	-22 (227)
0,9	-12,4*** (2,1)	-287 (273)	-2,6 (3,2)	210 (458)

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

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

Nota: (1) ingreso laboral real en base al IPC 2016

(2) Bootstrap en los errores con 500 réplicas para el modelo QR

En la tabla 17 (panel A) se puede evidenciar que el efecto causal negativo de la fertilidad sobre las horas trabajadas semanales tiene una preponderancia estadística en el sector informal de la economía<sup>61</sup>. Es impacto es igual a 11,7 horas semanales: superior al

<sup>61</sup> 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

encontrado en la tabla 14. Por el contrario, se carece de significancia estadística para el grupo de mujeres que trabajan en empleos formales. Esto posiblemente esté relacionado a las rigideces que tienen los empleos formales, cuya regulación laboral carece de algún criterio de flexibilidad.<sup>62</sup>

**Tabla 17: Fertilidad, horas trabajadas e ingresos reales por tipo de empleo (área urbana)**

Variables dependientes	IV causal lineal 2011-2012	
	Formal	Informal
<b>Panel A: impactos sobre las horas trabajadas semanales</b>		
Más de dos hijos	5.03 (3.20)	-11.69*** (4.04)
Observaciones	505	768
<b>Panel B: impactos sobre el nivel de ingresos reales (base 2016)</b>		
Más de dos hijos	1.055** (476)	-605*** (179)
Observaciones	493	757

Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2012, INE. Significativo al \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05 - P-valores. Desviación estándar entre paréntesis.

Adicionalmente, se muestran los impactos de la fertilidad sobre el ingreso real 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. En síntesis, si las mujeres trabajan en el sector informal, un incremento de la tasa de fertilidad causa que ellas trabajen menos horas y obtengan menores ingresos laborales. Por el contrario, cuando ellas trabajan en el sector formal, el impacto sobre el nivel de ingresos laborales es positivo.

---

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.

<sup>62</sup> Según el test de Sargan, se comprueba la condición de exogeneidad (tabla 17).

En la tabla 18 se observa que la probabilidad de trabajar a tiempo completo (35 – 45 horas semanales) es positivo (22%) y negativo (14%) para trabajadoras del sector formal e informal respectivamente. Asimismo, se muestra que la probabilidad de trabajar jornadas laborales parciales, 16-25 o 26-35 horas semanales, son positivas iguales al 52% y 27% respectivamente en empleos informales. Estos impactos sobre la probabilidad de trabajar jornadas laborales parciales carecen de significancia estadística para empleos formales. Este último hecho muestra que las mujeres con más de dos hijos encuentran mayor flexibilidad en el sector informal de la economía.<sup>63</sup>

**Tabla 18: Fertilidad y distribución de horas trabajadas por tipo de empleo (área urbana)**

Horas trabajadas en la semana	Formal	Informal
	IV causal (LPM)	IV causal (LPM)
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 en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2012, INE  
Significativo al \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05 - P-valores, Desviación estándar entre paréntesis,

Por otro lado, se muestra que las penalizaciones sobre el nivel de ingresos reales tienen mayor preponderancia estadística en empleos informales. Como se observó en la tabla 17, estos impactos van creciendo a medida que el cuantil de la distribución aumenta. Por ejemplo, los impactos para los cuantiles 0,5 y 0,75 son iguales a Bs. 282 y Bs. 603 respectivamente. Esto corrobora el argumento del precio implícito de los niños de G. Becker (1993). Es decir, que a medida que se incrementa el ingreso o la experiencia, el

<sup>63</sup> Adicionalmente., se evidencia una menor probabilidad de trabajar por encima de las 46 horas semanales en empleos formales y se carece de significancia estadística para trabajadoras del sector informal.

precio o el costo de oportunidad es más alto. Esto sucede cuando es más rentable para las mujeres trabajar en lugar de cuidar a los hijos.

Adicionalmente, en el sector formal se encuentran impactos significativos, con excepción positivos sobre el nivel de ingresos reales. Por ejemplo, en los cuantiles 0,25 y 0,8 estos impactos son iguales a Bs. 239 y Bs. 1.548 respectivamente. En general, estos impactos positivos son ascendentes a lo largo de la distribución de ingresos reales (tabla 19).

**Tabla 19: Efecto del tratamiento cuantílico por tipo de empleo (área urbana)**

Cuantil (valor)	Formal		Informal	
	Hrs, de trabajo	Ingreso laboral <sup>1</sup>	Hrs, de trabajo	Ingreso laboral <sup>1</sup>
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 en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2012, INE  
Significativo al \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05 - P-valores, Desviación estándar entre paréntesis,  
Nota: (1) se utiliza el ingreso laboral real (base 2016).

En la tabla 19 también se observan impactos negativos de la fertilidad sobre 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 empleos informales. Este hecho refuerza el argumento de que los empleos informales ofrecen mayores flexibilidades en comparación a los empleos formales, lo cual es aprovechado por las mujeres que tienen más de dos hijos.

En síntesis, la evidencia muestra que la fertilidad causa que el empleo, el nivel de ingresos reales y las horas de trabajo disminuyan. Este impacto es mayor para las trabajadoras informales del área urbana o cuando tienes hijos pequeños. Asimismo, se muestra que las mujeres que conviven con una pareja participan menos del mercado laboral, y este impacto carece de significancia estadística para el grupo de mujeres solteras y que residen en el área rural.

**CAPITULO VI**  
**CONCLUSIONES Y**  
**CONSIDERACIONES FINALES**

## VI. Conclusiones y Consideraciones Finales

La tesis utiliza la metodología propuesta por Abadie (2000) y Angrist (2001) para determinar el impacto de la fertilidad sobre los resultados laborales para las mujeres entre 18 y 44 años. Para este fin, se instrumentaliza la variable endógena de la **fertilidad**, puesto que la decisión de participar en el mercado laboral o el nivel de ingresos de los padres también determinan el número de hijos que deciden tener (Schmiender, 2021). De este modo, se utilizan el **shock de infertilidad** y la **preferencia del sexo de los hijos** como instrumentos válidos para la variable endógena de la **fertilidad**. Para este procedimiento se utilizan la Encuesta de Demografía y Salud (EDSA, 2016) y el CENSO de población 2012 y las Encuestas de Hogares 2011 y 2012: Todas provistas por el Instituto Nacional de estadística (INE).

La tesis evidencia que existe un impacto negativo de la fertilidad sobre los resultados del mercado laboral para las mujeres en Bolivia. En concreto, se demuestra que existe un efecto causal negativo de la fertilidad sobre el empleo femenino cuando se aplican los instrumentos propuestos. En promedio, en el área urbana la probabilidad de trabajar reduce en 14% por cada hijo menor a 18 años cuando se utiliza el instrumento del **shock de infertilidad**. Este impacto es igual al 15% cuando se utiliza a **la composición del sexo de los dos primeros hijos** como instrumento.

En el área urbana, según el método IV probit lineal que utiliza el instrumento: **preferencia del sexo de los hijos**, se encuentra que las trabajadoras informales tienen 14% menos probabilidades de trabajar una jornada completa (35 – 45 horas semanales) cuando tienen más de dos hijos menores a 18 años en comparación a mujeres con dos hijos. Este impacto negativo es mayor (16%) cuando la jornada laboral se encuentra por encima de las 8 horas diarias (46 y 55 horas semanales).

Adicionalmente, se muestra que las penalizaciones sobre el nivel de ingresos reales tienen mayor preponderancia estadística al largo de la distribución de ingresos para trabajadoras del sector informal. Por ejemplo, estos impactos negativos son iguales a Bs. 282 y Bs. 570 para los cuantiles 0,5 y 0,8 respectivamente. Esto corrobora el argumento del precio

implícito de los hijos de G. Becker (1993). Es decir, que a medida que se incrementa el ingreso o la experiencia, el precio o el costo de oportunidad es más alto. Esto sucede cuando es más rentable trabajar en lugar de cuidar y/o atender a los hijos.

Según los resultados de la tesis no se rechaza la hipótesis de investigación y, por tanto, la teoría que sustenta la formulación de dicha hipótesis queda corroborada mas no verificada (Popper, 1980). Esto porque la evidencia es provisoria y está sujeta a refutaciones o corroboraciones de futuros artículos de investigación.

Las limitaciones se resumen en dos aspectos. Primero el estudio no toma en cuenta las trayectorias laborales de la mujer a lo largo del tiempo considerando el tipo de trabajo que desempeñan y el sector ocupacional. Segundo, no se comparan resultados en un escenario paralelo para los hombres.

Por otro lado, las consideraciones finales se resumen en 4. Primero, la propuesta de una validación externa de los resultados sociales empíricos es considerable para el avance de la ciencia rigurosa en Bolivia. Entonces, debido al enfoque cuantitativo y técnico del estudio, se destaca su aporte científico.

Segundo, debido a que las mujeres tienen más probabilidades de trabajar jornadas laborales parciales en empleos informales, se deben explorar cambios en la regulación laboral que incentiven mayores empleos formales, pero con mayores flexibilidades para mujeres que tienen que equilibrar su tiempo entre el trabajo y las tareas domésticas. Adicionalmente, se debe retomar el debate sobre la transición del salario mínimo al salario mínimo por hora (SMN/hora); de este modo, se favorecerá a las madres o estudiantes que no pueden trabajar 8 horas diarias y, por norma, quedan fuera de la cotización a la seguridad social. Finalmente, se debe considerar que las penalizaciones de la fertilidad sobre los resultados laborales son reflejo de la estructura entre la oferta y la demanda de mano de obra en el país. Según la literatura, las mujeres con hijos trabajan más en sectores con baja productividad y, por tanto, perciben menores ingresos. De este modo, esta situación cambiara en la medida que existan más oportunidades de trabajo formal a tiempo parcial con aportes a la seguridad de corto plazo.

## Referencias Bibliográficas

- Aaronson, D., Dehejia, R., Jordan, A., Pop-Eleches, C., Samii, C., & Schulze, K. (2021). The effect of fertility on mothers' labor supply over the last two centuries. *The Economic Journal*, 131(633), 1-32.  
<https://academic.oup.com/ej/article/131/633/1/5896945?login=true>
- Abadie, A. (2000). Semiparametric estimation of instrumental variable models for causal effects.  
<https://www.nber.org/papers/t0260>
- Agüero, J. M., & Marks, M. S. (2011). Motherhood and female labor supply in the developing world: evidence from infertility shocks. *Journal of Human Resources*, 46(4), 800-826.  
<http://jhr.uwpress.org/content/46/4/800.short>
- 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), 2-28.  
<https://amstat.tandfonline.com/doi/abs/10.1198/07350010152472571#.YNPvLuhKjIU>
- Angrist, J. D., & Evans, W. N. (1996). Children and their parents' labor supply: Evidence from exogenous variation in family size (No. w5778). National bureau of economic research.  
<https://www.nber.org/papers/w5778>
- Angrist, J., & Evans, W. (1998). Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size. *American Economic Review*, 88(3), 450-77.  
[https://econpapers.repec.org/article/aeaarec/v\\_3a88\\_3ay\\_3a1998\\_3ai\\_3a3\\_3ap\\_3a450-77.htm](https://econpapers.repec.org/article/aeaarec/v_3a88_3ay_3a1998_3ai_3a3_3ap_3a450-77.htm)
- Badillo, É. R., Cardona-Sosa, L. M., Medina-Durango, C. A., Morales-Zurita, L. F., Posso-Suárez, C. M., Posso, C., & Medina, C. (2019). Twin instrument, fertility and women's labor force participation: evidence from Colombian low-income families. *Borradores de Economía*; No. 1071. <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/>
- Becker, G. S. (1962). Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of political economy*, 70(5, Part 2), 9-49.  
<https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/258724>
- Becker, G. (1971). *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press.  
<http://libgen.rs/book/index.php?md5=32B563009B352966AD04FEB0010C0DE6>
- Becker, G. S. (1985). Human capital, effort, and the sexual division of labor. *Journal of labor economics*, 3(1, Part 2), S33-S58.  
<https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/298075>
- Becker, G. S., & Becker, G. S. (1993). *A Treatise on the Family*. Harvard university press.  
<http://libgen.rs/book/index.php?md5=7944DFD82D9A84CE248D9C0C8163DB9C>
- Berniell, I., Berniell, M. L., Mata, D. D. L., Edo, M., Fawaz, Y., Machado, M. P., & Marchionni, M. (2020). Motherhood, labor market trajectories, and the allocation of talent: harmonized evidence on 29 countries. *Documentos de Trabajo del CEDLAS*.  
<https://sedici.unlp.edu.ar/handle/10915/109397>

- Berniell, I., Berniell, L., De la Mata, D., Edo, M., & Marchionni, M. (2021). Gender gaps in labor informality: The motherhood effect. *Journal of Development Economics*, 150, 102599. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0304387820301747>
- Blaug, M., & Mark, B. (1992). *The methodology of economics: Or, how economists explain*. Cambridge University Press. <http://libgen.rs/book/index.php?md5=15132AAD01A8871556DE60AE587D75B3>
- Borjas, G. J., & Heckman, J. J. (1978). *Labor supply estimates for public policy evaluation* (No. w0299). National Bureau of Economic Research. <https://www.nber.org/papers/w0299>
- Botello, H. A., & López Alba, A. (2014). El efecto de la maternidad sobre los salarios femeninos en Latinoamérica. *Semestre económico*, 17(36), 13-37. <https://revistas.udem.edu.co/index.php/economico/article/view/1442/1563>
- Bronars, S. G., & Grogger, J. (1994). The economic consequences of unwed motherhood: Using twin births as a natural experiment. *The American Economic Review*, 1141-1156. <https://www.jstor.org/stable/2117765?seq=1>
- Cáceres-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). <https://www.degruyter.com/document/doi/10.1515/1935-1682.2850/html>
- Cabrera, J. M. (2011). *Fertilidad e Ingresos*. [https://www.bcu.gub.uy/Comunicaciones/Jornadas%20de%20Economa/t\\_cabrera\\_jose%20maria\\_2011\\_.pdf](https://www.bcu.gub.uy/Comunicaciones/Jornadas%20de%20Economa/t_cabrera_jose%20maria_2011_.pdf)
- Chioda, L. (2016). *Work and Family: Latin American and Caribbean Women in Search of a New Balance*. World Bank, Washington DC. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/23748>
- Choque, E., Salamanca, C., & Quehui, I. (2021). Estimación de la manutención infantil para hogares monoparentales en las ciudades capitales de Bolivia. *Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico*, (35), 59-94. [http://www.scielo.org.bo/scielo.php?pid=S2074-47062021000100003&script=sci\\_arttext](http://www.scielo.org.bo/scielo.php?pid=S2074-47062021000100003&script=sci_arttext)
- Chu, Y. W. L., Cuffe, H. E., & Doan, N. (2020). Motherhood Employment Penalty and Gender Wage Gap Across Countries: 1990–2010. Available at SSRN 3584920. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=3584920](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3584920)
- Conell, M. C. C. R.; Brue, S; McPherson, D. (2007) “Economía Laboral” Madrid. Disponible en: <http://libgen.rs/>
- Connelly, R., DeGraff, D. S., Levison, D., & McCall, B. P. (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), 561-597. <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/13545700600885263>
- Copana, C., Jimenez, W., y Fundación, A. R. U (2019). Género, desempleo y transiciones de corto plazo en el mercado laboral urbano en Bolivia (2015-2017). La Paz, Bolivia. <https://www.aru.org.bo/publicacion.php?idP=21>

- Cristia, J. P. (2008). The effect of a first child on female labor supply evidence from women seeking fertility services. *Journal of Human Resources*, 43(3), 487-510. <http://jhr.uwpress.org/content/43/3/487.full.pdf+html>
- Cruces, G. A., & Galiani, S. (2006). Fertility and female labour supply in Latin America: new causal evidence. ECLAC. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0927537105000771>
- De Jong, E., Smits, J., & Longwe, A. (2017). Estimating the causal effect of fertility on women's employment in Africa using twins. *World Development*, 90, 360-368. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0305750X16305095>
- 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), 1-20. <https://www.redalyc.org/pdf/638/63818509008.pdf>
- Figueroa, A. (2003). La sociedad sigma: una teoría del desarrollo económico. *Libros PUCP/PUCP Books*. <https://ideas.repec.org/b/pcp/puclib/lde-2003-04.html>
- Figueroa, A. (2009). *A unified theory of capitalist development*. Cengage Learning.
- Frölich, M., & Melly, B. (2013). Unconditional quantile treatment effects under endogeneity. *Journal of Business & Economic Statistics*, 31(3), 346-357. <https://www.redalyc.org/pdf/638/63818509008.pdf>
- Gasparini, L., Marchionni, M., Badaracco, N., Busso, M., Gluzmann, P. A., Romero Fonseca, D., ... y Vezza, E. (2015). Bridging gender gaps? <http://sedici.unlp.edu.ar/handle/10915/65404>
- Guinnane, T. W. (2011). The Historical Fertility Transition: A Guide for Economists. *Journal of Economic Literature*, 49:3, 589-614. [www.aeaweb.org/articles.php?doi=10.1257/jel.49.3.589](http://www.aeaweb.org/articles.php?doi=10.1257/jel.49.3.589)
- Goldin, C. (1990). *Understanding the Gender Gap* New York: Oxford University Press.
- Goldin, C. (2006). The quiet revolution that transformed women's employment, education, and family. *American economic review*, 96(2), 1-21. <https://pubs.aeaweb.org/doi/pdf/10.1257/000282806777212350>
- Guo, R., Li, H., Yi, J., & Zhang, J. (2018). Fertility, household structure, and parental labor supply: Evidence from china. *Journal of Comparative Economics*, 46(1), 145-156. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0147596717300744>
- Harkness, S., & Waldfogel, J. (2003). *The family gap in pay: Evidence from seven industrialized countries*. Emerald Group Publishing Limited. <http://libgen.rs/>
- Hausman, D. M. (2001). Explanation and diagnosis in economics. *Revue internationale de philosophie*, (3), 311-326. <https://www.cairn.info/revue-internationale-de-philosophie-2001-3-page-311.htm>
- Harkness, Susan, y Jane Waldfogel (2003). The family gap in pay: evidence from seven industrialized countries. *Research in Labor Economics*, Vol 22, No.1, p.369-414. [https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1016/S0147-9121\(03\)22012-4/full/html](https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1016/S0147-9121(03)22012-4/full/html)

- Instituto Nacional de Estadística del Estado Plurinacional de Bolivia. (2020). *Encuesta de Demografía y Salud 2016*. La Paz, Bolivia: INE. <https://www.ine.gob.bo/>.
- Instituto Nacional de Estadística del Estado Plurinacional de Bolivia. (2020). *Encuestas de Hogares 2007, 2012, 2016 y 2019*. La Paz, Bolivia: INE. <https://www.ine.gob.bo/>.
- Instituto Nacional de Estadística del Estado Plurinacional de Bolivia. (2020). *Estadísticas sociales*. La Paz, Bolivia: INE. Disponible en: <https://www.ine.gob.bo/>.
- Killingsworth, M. R. (1983). *Labor supply* (Vol. 1). Cambridge: Cambridge university press. <http://libgen.rs/>
- López López, M. T., González Hincapié, V., Sánchez Fuentes, A. J., & Prieto Rodríguez, M. (2018). ¿Existe penalización por maternidad? Mujeres y mercado laboral en España desde una perspectiva de familia. <https://eprints.ucm.es/57119/>
- Lundborg, P., Plug, E., & Rasmussen, A. W. (2017). Can women have children and a career? IV evidence from IVF treatments. *American Economic Review*, 107(6), 1611-37. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.20141467>
- Medina, L., y Schneider, M. F. (2018). *Shadow economies around the world: what did we learn over the last 20 years?* International Monetary Fund. <file:///C:/Users/GeFORCE/Downloads/wp1817.pdf>
- Mendoza, W. (2014). Como investigan los economistas. *Guía para elaborar y desarrollar un proyecto de investigación*. Editorial FONDO. Universidad Católica de Perú. <http://libgen.rs/>
- Organización de Naciones Unidas Mujeres (ONU mujeres). (2020). El progreso de las mujeres en el mundo 2019 - 2020: Familias en un mundo cambiante. <https://www.unwomen.org/en/digital-library/progress-of-the-worlds-women>
- Organización Internacional del Trabajo (OIT) (2016). Women at work: Trends 2016: OIT. <https://www.voced.edu.au/content/ngv:72419>
- Piras, C., & Ripani, L. (2005). *The effects of motherhood on wages and labor force participation: evidence from Bolivia, Brazil, Ecuador and Peru* (No. 49638). Washington, DC: Inter-American Development Bank.
- Polachek, S. W. (1985). Occupation segregation: A defense of human capital predictions. *The Journal of Human Resources*, 20(3), 437-440. <https://www.jstor.org/stable/145892>
- Popper, K. R. (1980). *La lógica de la investigación científica*. Tecnos. <http://gen.lib.rus.ec/>
- Rivero, R., & Jiménez, W. Diferencias Salariales en el Mercado de Trabajo Urbano en Bolivia, [https://www.udape.gob.bo/portales\\_html/analisisEconomico/analisis/vol17/ART02.pdf](https://www.udape.gob.bo/portales_html/analisisEconomico/analisis/vol17/ART02.pdf)
- Series de Microdatos de Uso Público Integrados. (2021). *CENSO de Población 2012*. Estados Unidos: IPUMS. <https://www.ipums.org/>
- Schultz, T. P. (1981). *Economics of population*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Robb, C. (2019). Cost of Raising Children and Expenditures on Children. Report prepared for the Wisconsin Department of Children and Families. Madison, WI: Institute for Research on Poverty. <https://www.irp.wisc.edu/wp/wp-content/uploads/2020/01/CS-2018-2020-T3.pdf>

- Romer, P. M. (1990, March). Human capital and growth: theory and evidence. In Carnegie-Rochester conference series on public policy (Vol. 32, pp. 251-286). North-Holland. <https://www.nber.org/papers/w3173>
- Schmieder, J. (2021). Fertility as a driver of maternal employment. *Labour Economics*, 102048. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S092753712100083X>
- Schwartz, P. (1997). Invitación a la economía. In *¿Qué es la economía?* (pp. 65-99). Pirámide.
- Rosenzweig, M. R., & Wolpin, K. I. (1980). Life-cycle labor supply and fertility: Causal inferences from household models. *Journal of Political Economy*, 88(2), 328-348. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/260868>
- Sen, A., Sen, M. A., Amartya, S., Foster, J. E., & Foster, J. E. (1997). *On economic inequality*. Oxford university press. <http://libgen.rs/>
- Sem, A. (1999). *Commodities and Capabilities*. Nueva Delhi, India: Oxford University Press.
- Serra, A. M. (2017). Esterilizaciones (forzadas) en Perú: Poder y configuraciones narrativas. *AIBR. Revista de Antropología Iberoamericana*, 12(1), 31-52. <https://www.redalyc.org/pdf/623/62350968003.pdf>
- Solow, R. M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The review of Economics and Statistics*, 312-320. <https://www.jstor.org/stable/1926047>
- Stycos, M. (1967). Politics and population control in Latin America. *World Politics*, 20(1), 66-82. <https://www.cambridge.org/core/journals/world-politics/article/abs/politics-and-population-control-in-latin-america/570EDCE03BD9FA2A7D04B64FEC161307>
- Urquidi, M., Tejerina V., Raphael, M., y Durand, G. (2020). *Trabajar y Ser Mujer en Bolivia*. Banco Interamericano de Desarrollo (eds). Washington D. C. <http://dx.doi.org/10.18235/0002914>
- Yáñez, E., Echenique, N., y Fundación, A. R. U (2019). *Brechas de Género en el Empleo Evidencia para las Áreas Urbanas de Bolivia*. La Paz, Bolivia. <https://www.aru.org.bo/publicacion.php?idP=19>

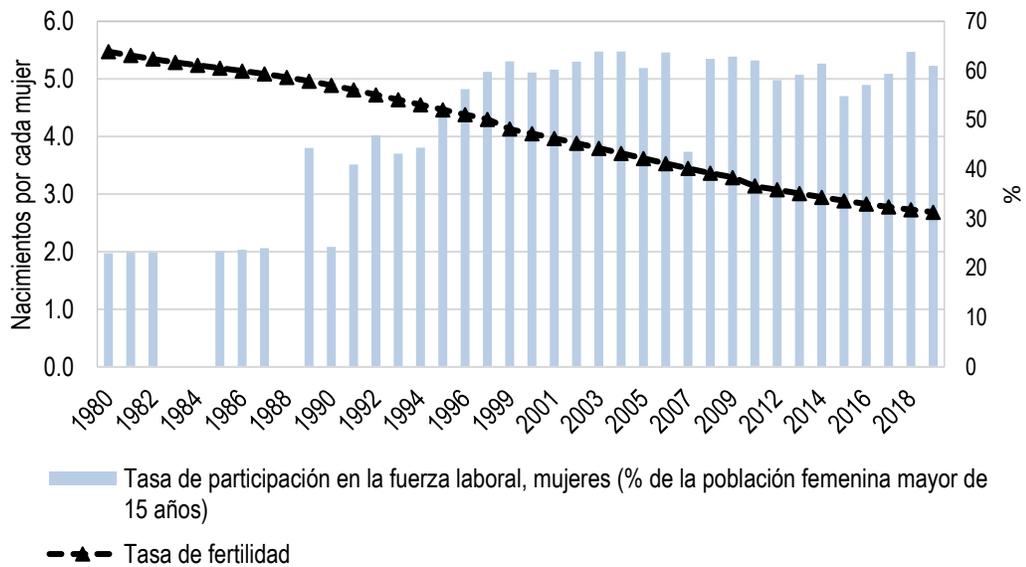
**CAPITULO VII**

**ANEXOS Y APENDICE**  
**ECONOMETRICO**

## VII. Anexos y Apéndice Econométrico

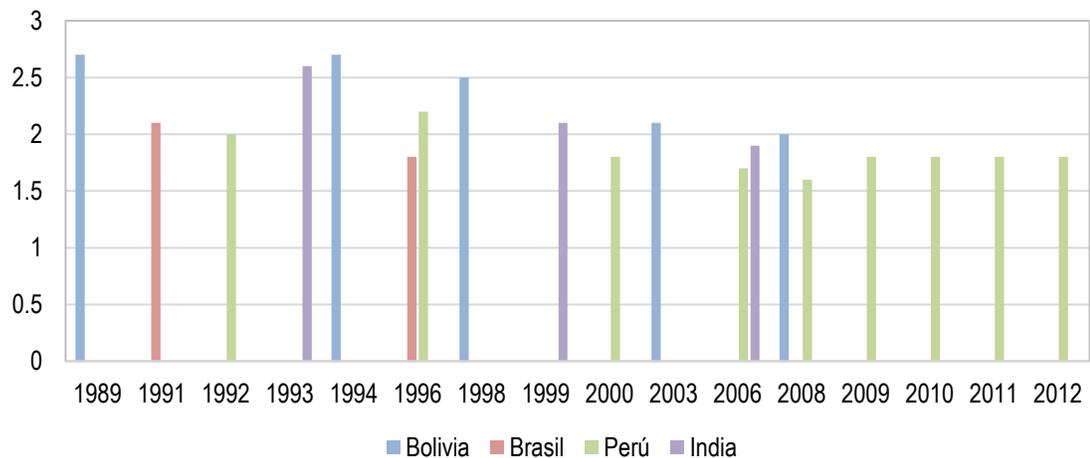
### 7.1. Anexos

Figura A1: Perspectiva histórica de la tasa de participación laboral femenina y la fertilidad



Fuente: elaboración propia con datos del Banco Mundial

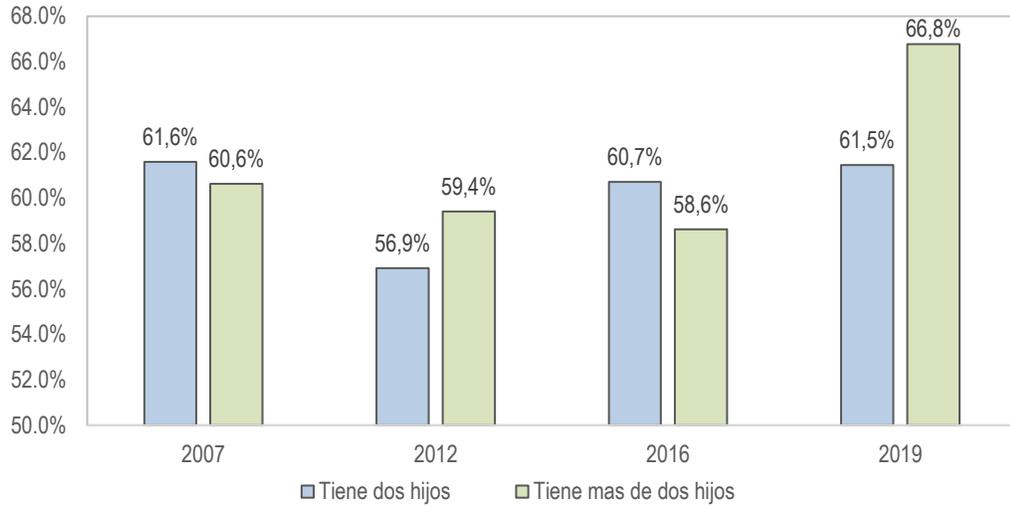
Figura A2: Tasa de fertilidad deseada



Fuente: elaboración propia en base a datos del Banco Mundial

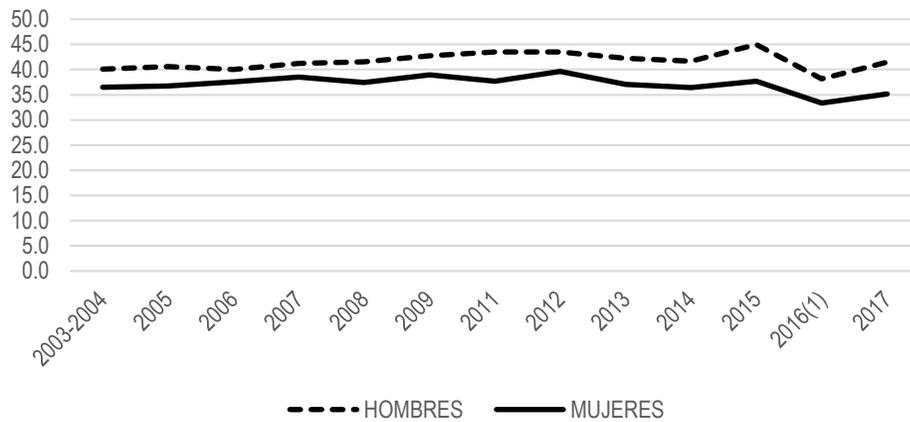
Nota: La tasa de fecundidad deseada es una estimación de la tasa de fecundidad total si se evitaran todos los nacimientos no deseados

**Figura A3: Tasa de ocupación femenina (área rural)**



Fuente: elaboración propia en base a las encuestas de hogares 2007 – 2019, INE

**Figura A4: Promedio de horas trabajadas semanales <sup>2</sup> en la ocupación principal según sexo (área rural)**

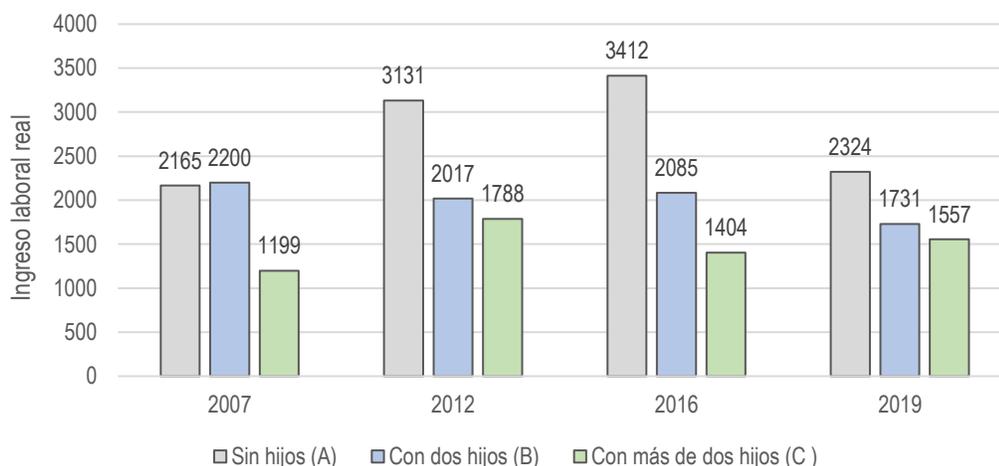


Fuente: elaboración propia en base a datos del INE.

Nota: (1) a partir de 2016 la estimación oficial de los indicadores del mercado laboral corresponden a las que proviene de la Encuesta Continua de Empleo.

(2) Cabe resaltar que se considera el universo de la población en edad de trabajar, la cual comprende a personas de 10 años o más.

**Figura A5: Ingreso promedio real según presencia de hijos Bs/mes (área rural)**

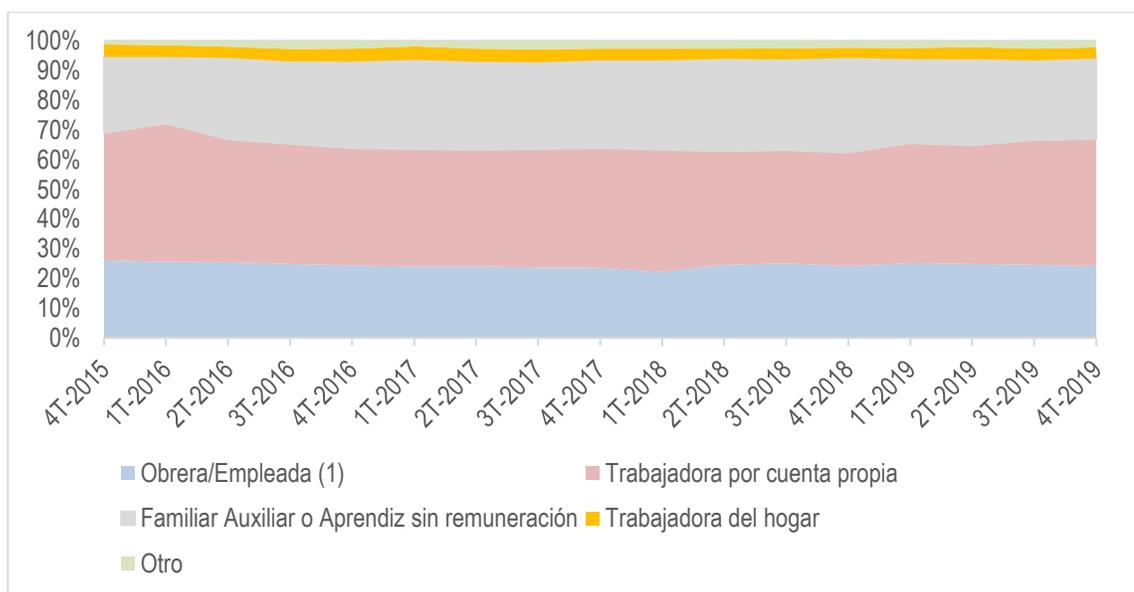


Fuente: elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares, INE

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

Se consideran los ingresos laborales de la ocupación principal y secundaria con base al IPC 2016

**Figura A6: Población femenina ocupada según categoría ocupacional (en %)**



Fuente: elaboración propia en base a datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE

Nota: Otro incluye a empleador (a) o socio que no recibe salario y cooperativista de producción.

(1) Incluye: Patrón, socio o empleador que sí recibe remuneración

**Tabla A1: Correlación entre el instrumento y la variable endógena**

VD: más de dos hijos	Censo 2012	EH 2011-2012
	OLS	
Mismo sexo	0.03*** (0.00)	0.05** (0.02)
Edad	0.04*** (0.00)	0.04*** (0.00)
Edad primer hijo	-0.05*** (0.00)	-0.05*** (0.00)
Sexo del primer hijo	-0.01*** (0.00)	-0.02 (0.02)
Sexo del segundo hijo	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.02)
Eje central	-0.05*** (0.01)	-0.02 (0.03)
Tiene pareja	0.11*** (0.01)	0.08** (0.03)
Presencia de abuelos	-0.04*** (0.01)	-0.11* (0.06)
Etnia	0.09*** (0.00)	0.04 (0.03)
Constante	0.34*** (0.02)	0.34*** (0.11)
R cuadrado	0.13	0.14
Observaciones	40,059	1,470

Fuente: Elaboración propia en base a datos del CENSO 2012, IPUMS

Significativo al \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05 - P-valores

Nota: se aplicaron factores de expansión.

**Tabla A2: Fertilidad y empleo masculino (área urbana)**

VD: la mujer trabajo durante la semana pasada	Zi exógeno		Zi endógeno	
	Probit	2SLS	IV causal lineal	Probit IV causal
	A	B	C	D
Mas de dos hijos	0,007***	0,092	0,021**	0,022***
Desviación estándar	0,004	0,111	0,011	
Sargan p - valor		0,158		
Observaciones	21.390	21.390	20.998	20.998

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

Significativo al \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$  - P-valores.

Nota: (1) en la columna "a" se aplicaron factores de expansión. En la columna "b" se aplicaron bootstrap con 500 repeticiones.

(2) El test de Sargan toma en cuenta dos instrumentos que son: dos primeros hijos varones y dos primeros hijos mujeres.

## 7.2. Apéndice Econométrico

Angrist (2001) presenta el modelo Casi Saturado con regresores endógenos de la siguiente manera:

Se considera que el problema de la inferencia causal de modelos LDV no es tan diferente de la inferencia causal en modelos con variables dependientes continuas. Se asume que los momentos condicionales y otras declaraciones de probabilidad que involucran a  $D_i$  (regresor endógeno) son necesariamente lineales, pero las relaciones causales que involucran covariables son no lineales, con excepción de un modelo saturado con covariables discretas. Los modelos LDV (probit o tobit) son usualmente utilizados porque existe la posibilidad de enfrentarse a una función de expectativa condicional<sup>64</sup> (CEF por su sigla en inglés) no lineal, a pesar de utilizar un modelo saturado. De este modo, ahora se presentan dos métodos de estimación. El primero se trata de un método de estimación de la media y, el segundo, sobre los efectos en la distribución. Ninguno está vinculado a un modelo estructural subyacente.

<sup>64</sup> CEF es el resultado del procedimiento estadístico que aplica esperanzas a una expresión matemática para obtener promedio aproximado.

La opción más sencilla para estimar los efectos sobre las medias es indudablemente "despejar" mediante el uso de un modelo lineal de efectos constantes para describir la relación de interés:

$$E[Y_{0i}|X_i] = X_i'\beta \quad (A1)$$

$$Y_{1i} = Y_{0i} + \alpha \quad (A2)$$

Los supuestos conducen a un modelo causal lineal que puede ser estimado por mínimos cuadrados en dos etapas (2SLS):

$$Y_i = X_i'\beta + \alpha D_i + \varepsilon_i \quad (A3)$$

A pesar de que el supuesto de efectos constantes es irrealista. En la práctica, las estrategias de estimación más generales conducen a efectos promedio similares. Otro problema que surge en este contexto es que, debido a que  $D_i$  es binario, una primera etapa no lineal como probit o logit puede parecer apropiada para la estimación 2SLS de (A3). Pero las estimaciones resultantes de la segunda etapa son inconsistentes, a menos que el modelo para el CEF de la primera etapa sea realmente correcto. Por otro lado, las estimaciones de 2SLS convencionales que utilizan un modelo de probabilidad lineal son consistentes tanto si el CEF de primera etapa es lineal como si no. Por lo tanto, generalmente es más seguro utilizar una primera etapa lineal. Alternativamente, se pueden obtener estimaciones consistentes utilizando una estimación lineal o no lineal de  $E[D_i|X_i, Z_i]$  como instrumento (este es el mismo que el método de valores insertados cuando la primera etapa es lineal) Ver Kelejian (1971) o Heckman (1978, págs. 946-947) para una discusión de este punto y más referencias.

Ahora, se asume el supuesto aditivo de efectos constantes (A1) y (A2) no se mantienen, pero estimamos (A3) en 2SLS de todos modos. Parece razonable imaginar que las estimaciones de 2SLS resultantes pueden interpretarse como una especie de "mejor aproximación lineal" a una relación causal no lineal subyacente, al igual que la regresión proporciona como el mejor predictor lineal (BLP por su sigla en inglés) para cualquier CEF. Sin embargo, 2SLS no proporciona este tipo de aproximación lineal en general.

Por otro lado, siguiendo a Abadie (2000) se introduce un estimador Causal-IV que sí tiene esta propiedad. Causal-IV se basa en los supuestos utilizados por Imbens y Angrist (1994) para estimar los efectos promedio del tratamiento. Bajo estos supuestos, se puede demostrar que el tratamiento es independiente de los resultados potenciales condicionados a estar en el grupo cuyo estado de tratamiento se ve afectado por el instrumento (es decir, aquellos con  $D_{1i} > D_{0i}$ , el grupo de “cumplidores”). Esta independencia se puede expresar como:

$$Y_{0i}, Y_{1i} \perp D_i / X_i, D_{1i} > D_{0i} \quad (A4)$$

Una consecuencia de (A4) es que, para los cumplidores, las comparaciones por estado de tratamiento tienen una interpretación causal:

$$\begin{aligned} E[Y_i | X_i, D_i = 1, D_{1i} > D_{0i}] - E[Y_i | X_i, D_i = 0, D_{1i} > D_{0i}] = \\ E[Y_{1i} - Y_{0i} | X_i, D_{1i} > D_{0i}] \end{aligned} \quad (A5)$$

Por esta razón Abadie (2000) denomina a  $E[Y_i | X_i, D_i, D_{1i} > D_{0i}]$  como la función de respuesta causal del cumplidor (CCRF por su sigla en inglés).

Ahora, considere la posibilidad de elegir los parámetros  $b$  y  $a$  para minimizar la siguiente expresión:  $E[(E[Y_i | X_i, D_i, D_{1i} > D_{0i}] - X_i' b + a D_i)^2 | D_{1i} > D_0]$  o su equivalente:  $E[(Y_i - X_i' b + a D_i)^2 | D_{1i} > D_0]$ . Las elecciones de  $a$  y  $b$  proporcionan el error cuadrático medio mínimo (MMSE) aproximado para la CCRF. Dado que el conjunto de cumplidores no está identificado, este problema de minimización no es factible tal como está escrito. Sin embargo, se puede demostrar que:

$$\begin{aligned} E[k_i (E[Y_i | X_i, D_i, D_{1i} > D_{0i}] - X_i' b + a D_i)^2 | P[D_{1i} > D_{0i}]] = \\ E[(E[Y_i | X_i, D_i, D_{1i} > D_{0i}] - X_i' b + a D_i)^2 | D_{1i} > D_0] \end{aligned} \quad (A6)$$

Donde  $k_i = 1 - \frac{D_i(1-Z_i)}{1-E[Z_i|X_i]} - (1 - D_i) * (\frac{Z_i}{E[Z_i|X_i]})$ . Dado que se puede estimar  $k_i$ , la aproximación lineal de MMSE a la CCRF también puede ser estimada. El resultado es un problema de estimación de mínimos cuadrados ponderados con pesos dados por el  $k_i$ .

También vale la pena señalar que, aunque el análisis anterior se centra en la aproximación lineal del CCRF, cualquier función se puede utilizar para la aproximación.

Por ejemplo, para resultados binarios se puede utilizar  $\varphi[X_i' b + aD_i]$  para escoger los parámetros para minimizar la siguiente expresión:  $E[k_i(Y_i - \varphi[X_i' b + aD_i])^2]$ . El marco de Abadie (2000) permite una aproximación posible del CCRF utilizando cualquier forma funcional que el investigador encuentre atractiva y conveniente. Las estimaciones resultantes tienen una interpretación causal sólida, independientemente de la forma del CEF real para los resultados potenciales.

Ahora, se describe el marco analítico para el efecto cuantílico del tratamiento y la distribución. Si  $Y_i$  tiene una alta concentración en cero, la media condicional provee un panorama incompleto de impacto causal de  $D_i$  sobre  $Y_i$ . Es de interés saber, por ejemplo, cuánto del efecto promedio se debe a cambios en la participación y cuánto implica cambios en otras partes de la distribución. Esto a veces motiva análisis separados de participación y efectos condicionales-positivos. Se sostiene que las cuestiones relativas al efecto del tratamiento en la distribución de los resultados se abordan mejor comparando distribuciones. La simple comparación de distribuciones es buena para el análisis de datos experimentales, pero ¿y si hay covariables involucradas? Al igual que con el análisis de resultados medios, la estrategia más simple es 2SLS, en este caso utilizando modelos de probabilidad lineal para ordenadas de distribución:  $1[Y_i \leq c] = X_i' \beta_c + \alpha_c D_i + \varepsilon_{ci}$ . Por supuesto, el modelo lineal no es literalmente correcto para la distribución condicional excepto en casos especiales (por ejemplo, una parametrización de regresión saturada).

Aquí también se puede utilizar el esquema de ponderación de Abadie (2000) para generar estimaciones que proporcionen una aproximación del error MMSE a la función de distribución subyacente (ver Imbens y Rubin 1997 para un enfoque relacionado con este problema). El estimador en este caso elige  $b_c$  y  $a_c$  para minimizar la muestra análoga del siguiente mínimo de población:

$$E[k_i(1[Y_i \leq c] - X_i' b_c + a_c D_i)^2] \tag{A7}$$

El resultado de las estimaciones provee el BLP para  $P[Y_i \leq c | X_i, D_i, D_{1i} > D_{0i}]$ . La última cantidad tiene una interpretación causal porque:

$$P[Y_i \leq c | X_i, D_i = 1, D_{1i} > D_{0i}] - P[Y_i \leq c | X_i, D_i = 0, D_{1i} > D_{0i}] = P[Y_{1i} \leq c | X_i, D_{1i} > D_{0i}] - P[Y_{0i} \leq c | X_i, D_{1i} > D_{0i}] \quad (A8)$$

Dado que el resultado es binario, también se pueden usar modelos no lineales como probit o logit para aproximar  $P[Y_i \leq c | X_i, D_i, D_{1i} > D_{0i}]$ . Asimismo, es igualmente sencillo utilizar el esquema de ponderación de Abadie (2000) para aproximar la probabilidad de que el resultado caiga en un intervalo en lugar de la función de distribución acumulativa.

Una alternativa a la estimación basada en (A7) postula un modelo para cuantiles en lugar de ordenadas de distribución. Los modelos convencionales de regresión cuantílica (QR) para regresores exógenos comienzan con una especificación lineal:  $Q_\theta[Y_i | X_i, D_i] = X_i' u_{\theta 0} + u_{\theta 1} D_i$ . Los parámetros  $(u_{\theta 0}, u_{\theta 1})$  se pueden mostrar para minimizar  $E[\rho_\theta(Y_i - X_i' m_0 + m_1 D_i)]$ , donde  $\rho_\theta(u_i) = \theta u_i^+ + (1 - \theta) u_i^-$  se denomina función de verificación. Esta minimización es computacionalmente sencilla, ya que puede escribirse como un problema de programación lineal.

El análisis de cuantiles tiene dos ventajas. Primero, los cuantiles como la mediana, los cuartiles y los deciles proporcionan puntos de referencia que se pueden utilizar para resumir y comparar distribuciones condicionales para diferentes resultados. Por el contrario, la elección de  $c$  para el análisis de ordenadas de distribución es específica de la aplicación. En segundo lugar, dado que los LDV no negativos a menudo se distribuyen (virtualmente) de forma continua desde cualquier punto de masa, es probable que los modelos lineales sean más precisos para cuantiles condicionales que para probabilidades condicionales. Para cantidades cercanas al punto de censura, el modelo QR censurado de Powell (1986b) puede ser más apropiado.

Abadie, Angrist e Imbens (1998) desarrollaron un QR estimador para modelos con regresor endógeno binario. Su procedimiento de efectos de tratamiento cuantílico (QTE por su sigla en inglés) comienza con un modelo lineal para cuantiles condicionales para

cumplidores:  $Q_\theta[Y_i, X_i, D_i, D_{1i} > D_{0i}] = X_i' \beta_\theta + \alpha_\theta D_i$ . El coeficiente de  $\alpha_\theta$  tiene una interpretación causal porque  $D_i$  es independiente del resultado potencial condicionado a  $X_i$ , y el evento  $D_{1i} > D_{0i}$ . Entonces,  $\alpha_\theta = Q_\theta[Y_{1i}, X_i, D_{1i} > D_{0i}] - Q_\theta[Y_{0i}, D_{1i} > D_{0i}]$ . En otras palabras  $\alpha_\theta$  es la diferencia en  $\theta$  cuantiles para cumplidores.

Los parámetros del efecto del tratamiento cuantílico (QTE) se pueden estimar minimizando análogamente la siguiente función de verificación mínimo ponderado:  $E[k_i \rho_\theta(Y_i - X_i' b + a D_i)]$ . Al igual que con los estimadores Causal-IV, la ponderación de  $k_i$  transforma el mínimo QR convencional en un problema solo para los cumplidores. Por razones computacionales, es más útil reescribir esta última expresión como:  $E[k_i^* \rho_\theta(Y_i - X_i' b + a D_i)]$ , donde  $k_i^* = E[k_i | X_i, D_i, Y_i]$ . Es posible mostrar que  $E[k_i | X_i, D_i, Y_i] = P[D_{1i} > D_{0i} | X_i, D_i, Y_i] > 0$ . Este problema de estimación modificado tiene una representación de programación lineal similar a la regresión cuantílica convencional, ya que los pesos son positivos. Por lo tanto, las estimaciones de QTE se pueden calcular utilizando el software QR existente en Stata, aunque este enfoque requiere un primer paso para estimar  $k_i^*$ . En el siguiente ejemplo, se usa el hecho de que:

$$k_i^* = E[k_i | X_i, D_i, Y_i] = 1 - \frac{D_i(1 - E[Z_i | Y_i, D_i, X_i])}{1 - E[Z_i | X_i]} - \frac{(1 - D_i)E[Z_i | Y_i, D_i, X_i]}{E[Z_i | X_i]} \quad (A9)$$

Se estiman  $E[Z_i | Y_i, D_i, X_i]$  y  $E[Z_i | X_i]$  por un modelo probit en la primera etapa. Se asume que  $k_i^*$  es positivo. Por tanto, los valores negativos de  $k_i^*$  serán 0 (p. 8-11)<sup>65</sup>.

---

<sup>65</sup> Cita textual extraída de: 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), 2-28.