

**UNIVERSIDAD DE CHILE**

**FACULTAD DE CIENCIAS FÍSICAS Y MATEMÁTICAS**

**ESCUELA DE POSTGRADO**

**TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE MAGÍSTER EN ECONOMÍA  
APLICADA**

**ESCUELA DE INGENIERÍA Y CIENCIAS**

**MEMORIA PARA OPTAR AL TÍTULO DE INGENIERO CIVIL  
INDUSTRIAL**

**EL EFECTO DE LOS JARDINES INFANTILES EN LA OFERTA  
LABORAL FEMENINA. ANÁLISIS DEL CASO CHILENO.**

**PAOLA MONSERRAT BORDÓN TAPIA**

**2006**



**UNIVERSIDAD DE CHILE**  
**FACULTAD DE CIENCIAS FÍSICAS Y MATEMÁTICAS**  
**DEPARTAMENTO DE INGENIERÍA INDUSTRIAL**

**EL EFECTO DE LOS JARDINES INFANTILES EN LA OFERTA  
LABORAL FEMENINA. ANÁLISIS DEL CASO CHILENO.**

**TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE MAGÍSTER EN ECONOMÍA  
APLICADA**

**MEMORIA PARA OPTAR AL TÍTULO DE INGENIERO CIVIL  
INDUSTRIAL**

**PAOLA MONSERRAT BORDÓN TAPIA**

**PROFESOR GUÍA:  
PATRICIO MELLER BOCK**

**MIEMBROS DE LA COMISIÓN:  
ALEJANDRA MIZALA SALCES  
CRISTÓBAL HUNEEUS LAGOS  
DAGMAR RACZYNSKI VON OPPEN**

**SANTIAGO DE CHILE  
OCTUBRE, 2006**

RESUMEN DE LA TESIS PARA OPTAR AL TÍTULO  
DE INGENIERO CIVIL INDUSTRIAL Y AL GRADO  
DE MAGÍSTER EN ECONOMÍA APLICADA  
POR: PAOLA MONSERRAT BORDÓN TAPIA  
FECHA: OCTUBRE, 2006  
PROFESOR GUÍA: PATRICIO MELLER BOCK

## **EL EFECTO DE LOS JARDINES INFANTILES EN LA OFERTA LABORAL FEMENINA. ANÁLISIS DEL CASO CHILENO.**

Esta tesis analiza la participación laboral femenina en Chile y cuantifica el efecto de un aumento en la cobertura de educación preescolar en las tasas de participación y en la cantidad de horas trabajadas de las mujeres casadas o convivientes entre 25 y 39 años. La fuente de datos a utilizar proviene de la Encuesta CASEN del año 2000.

La estimación procede en dos etapas: primero se estima un modelo de elección discreta Probit con el fin de encontrar los determinantes que afectan la participación. Luego se estima la oferta laboral, usando el modelo de regresión de Heckman, de manera de controlar el sesgo de selección en la decisión de participación usando como variable de exclusión la oferta de educación preescolar en la comuna.

Los resultados de la estimación del modelo Probit corroboran estudios anteriores respecto de los factores que más influyen en la participación laboral femenina, tales como la edad, el ingreso total del hogar, el nivel de educación, número de hijos mayores y menores de 5 años, lugar de residencia, entre otros.

El resultado más importante de la tesis es la cuantificación del impacto de la oferta de educación preescolar sobre las tasas de participación femenina: si se duplicará la matrícula preescolar que había en el año 2000, la tasa de participación de las mujeres casadas aumentaría 12,9 puntos porcentuales, *ceteris paribus*.

De la estimación de la oferta laboral, se obtiene que el salario por hora afecta negativamente el número de horas trabajadas, es decir, el efecto ingreso domina sobre el efecto sustitución, mientras que el ingreso total del hogar afecta positivamente, contradiciendo la teoría económica convencional.

*A mis padres*

## **AGRADECIMIENTOS**

A mis padres Juan y Gladys, cuyas enseñanzas, apoyo, confianza y amor han sido fundamentales en mi vida. A mi hermana, abuelos, tíos y primos por su constante preocupación y cariño.

A mi profesor guía y maestro Patricio Meller, por todo lo que me ha enseñado dentro y fuera de la sala de clases, por su continua preocupación, motivación y consejo. A las profesoras de la comisión Alejandra Mizala y Dagmar Raczynski, por sus valiosos comentarios; y a Cristóbal Huneus, por toda la ayuda prestada, la preocupación, motivación y paciencia en la realización de esta tesis.

A Ruth Pizarro, mi amiga del alma, por la amistad de tantos años, comprensión, generosidad y apoyo; a Felipe Torres, por todo lo vivido en mis primeros años de universidad, el cariño entregado y su incondicional amistad; y a Francisca Sapunar por su amistad, confianza y apoyo.

A todos mis amigos de la Escuela de Ingeniería, del Departamento de Ingeniería Industrial y del magíster de economía, por hacer de mi vida universitaria una de las mejores etapas de mi vida.

A los profesores del Centro de Economía Aplicada, por enseñarme tanto y por darme la oportunidad de enseñar a otros.

Finalmente, debo agradecer a Olga Barrera, por su infinita buena voluntad, eficiencia, ayuda y preocupación.

¡Muchas Gracias!

# ÍNDICE

<b>I.</b>	<b>INTRODUCCIÓN.....</b>	<b>4</b>
<b>II.</b>	<b>ANTECEDENTES Y REVISIÓN DE LA LITERATURA. ....</b>	<b>7</b>
2.1	Modelos Teóricos de la Oferta Laboral Femenina.....	7
2.2	Estimaciones del Impacto de la Educación Preescolar sobre la Oferta Laboral Femenina.....	7
2.3	Evidencia para Chile.....	9
<b>III.</b>	<b>ANÁLISIS DESCRIPTIVO.....</b>	<b>12</b>
3.1.	Descripción de los Datos.....	12
3.2.	Análisis Descriptivo de la Participación Laboral Femenina en Chile.....	13
3.3.	La Oferta de Jardines Infantiles en Chile.....	20
<b>IV.</b>	<b>MODELOS TEÓRICOS.....</b>	<b>22</b>
4.1.	Modelo Teórico Estático de la Oferta Laboral.....	22
4.2.	Especificaciones Empíricas de la Oferta de Trabajo.....	26
<b>V.</b>	<b>METODOLOGÍA Y RESULTADOS.....</b>	<b>28</b>
5.1.	Determinantes de la Participación de la Mujer en el Mercado Laboral: Método Probit.....	28
5.2.	Estimaciones usando el Método Probit.....	30
5.3.	Modelo de Regresión Truncada: Método de Heckman.....	33
5.4.	Estimaciones de la Oferta Laboral Femenina.....	36
<b>VI.</b>	<b>CONCLUSIONES.....</b>	<b>39</b>
<b>VII.</b>	<b>REFERENCIAS.....</b>	<b>41</b>
<b>VIII.</b>	<b>ANEXOS.....</b>	<b>45</b>
	<b>APÉNDICE I: Construcción de la Muestra.....</b>	<b>61</b>
	<b>APÉNDICE II: Efecto Ingreso y Efecto Sustitución en la Oferta de Trabajo.....</b>	<b>64</b>

## ÍNDICE DE TABLAS Y GRÁFICOS

<b>Tabla A.1</b>	Descripción de los Datos: Medias y desviaciones estándar .....	45
<b>Tabla A.2</b>	Tasa de Participación Laboral según Género .....	46
<b>Tabla A.3</b>	Tasas de Participación Laboral de las mujeres según rango de edad.....	46
<b>Tabla A.4</b>	Tasa de Participación Laboral de las mujeres según el nivel de Educación* .....	47
<b>Tabla A.5</b>	Tasa de Participación y Número de horas trabajadas de las mujeres casadas o convivientes entre 25 y 39 años según el número de hijos. ...	47
<b>Tabla A.6</b>	Tasa de Participación y Número de horas trabajadas de las mujeres casadas o convivientes según situación de los hijos* .....	48
<b>Tabla A.7</b>	¿Quién está a cargo del cuidado del niño durante el día?.....	48
<b>Tabla A.8</b>	Descripción de las Tasas de participación según quintil de ingresos. ....	49
<b>Tabla A.9</b>	Distribución de las Horas de Trabajo de las mujeres casadas o convivientes entre 35 y 39 años.....	49
<b>Grafico A.1</b>	Promedio de las horas trabajadas por las mujeres casadas o convivientes según el rango del Ingreso del Hogar.....	50
<b>Grafico A.2</b>	Promedio de las horas trabajadas por las mujeres casadas o convivientes sin hijos según el rango del Ingreso del Hogar. ....	50
<b>Grafico A.3</b>	Promedio de las horas trabajadas por las mujeres casadas o convivientes con 1 o 2 hijos según el rango del Ingreso del Hogar. ....	51
<b>Grafico A.4</b>	Promedio de las horas trabajadas por las mujeres casadas o convivientes con 3 o más hijos según el rango del Ingreso del Hogar.....	51
<b>Grafico A.5</b>	Promedio de las horas trabajadas por las mujeres casadas o convivientes con Educación Básica Completa según el rango del Ingreso del Hogar. ....	52

<b>Grafico A.6</b> Promedio de las horas trabajadas por las mujeres casadas o convivientes con Educación Media Completa según el rango del Ingreso del Hogar. .	52
<b>Grafico A.7</b> Promedio de las horas trabajadas por las mujeres casadas o convivientes con Educación Superior Completa según el rango del Ingreso del Hogar. ....	53
<b>Tabla A.10</b> Matrícula Preescolar según la edad.....	54
<b>Tabla A.11</b> Matrícula Preescolar según quintil de ingresos del hogar. ....	54
<b>Tabla A.12</b> Dependencia administrativa de los Jardines Infantiles por quintil de Ingresos.....	55
<b>Tabla A.13</b> Matrícula Preescolar entre 0 y 5 años según región. ....	55
<b>Tabla A.14</b> Resultados de la estimación del Modelo Probit para mujeres casadas o convivientes entre 25 y 39 años.....	56
<b>Tabla A.15</b> Efectos Marginales y elasticidades del Modelo Probit para mujeres casadas o convivientes entre 25 y 39 años.....	57
<b>Tabla A.16</b> Resultados de la estimación de la ecuación de selección de la Oferta Laboral para las mujeres casadas o convivientes entre 25 y 39 años. Heckman, primera etapa.....	58
<b>Tabla A.17</b> Resultados de la estimación del modelo de Oferta Laboral de las mujeres casadas o convivientes entre 25 y 39 años. Heckman, segunda etapa. .	59
<b>Tabla A.18</b> Comparación de las Elasticidades del Salario y de Ingreso de la Oferta de Trabajo Femenina de Diferentes Estudios. ....	60



## I. INTRODUCCIÓN.

En Chile la tasa de participación de las mujeres en la fuerza de trabajo en el año 2000 fue cercana al 45%<sup>1</sup>, mientras que la participación de las mujeres casadas bordeaba el 40%. Estas tasas de participación son bastante bajas si se compara con las tasas de participación femenina de los países desarrollados e incluso de países de América Latina como Colombia, Brasil y Argentina. A la luz de estos datos, surge una serie de preguntas, tales como ¿Por qué en Chile las mujeres no trabajan o no pueden trabajar?, ¿Qué determina que algunas mujeres casadas trabajen y otras no? ¿Cuál es el efecto de los hijos sobre la decisión de trabajar? ¿Cuánto afectan los jardines infantiles y salas cuna en la decisión de trabajar de la madre? Poder responder este tipo de preguntas motivó la realización de esta tesis.

La importancia de una mayor participación de la mujer en el mercado laboral radica en una serie de beneficios asociados. En primer lugar, el trabajo remunerado de la mujer tendría retornos sociales crecientes y es la forma más efectiva de combatir la pobreza y la exclusión social, sobre todo si las mujeres que trabajan provienen de los sectores económicos más desposeídos. En efecto, la obtención de un trabajo por parte de la mujer contribuiría a aumentar el número perceptores de ingreso por hogar, aumentando el ingreso del hogar proveniente del trabajo remunerado y por consiguiente elevaría el nivel de calidad de vida material de los hogares. En segundo lugar, la incorporación de la mujer al mercado del trabajo contribuye a mejorar la calidad de vida personal de las mujeres, otorgándole, más autonomía y confianza en sí mismas, mejorando el posicionamiento de la mujer en la familia y en la sociedad. En tercer lugar, la sociedad como un todo se beneficia del trabajo de la mujer, pues las mujeres se están volviendo cada vez más importantes en el mercado, no sólo como trabajadoras, sino también como consumidoras, emprendedoras y empresarias.

---

<sup>1</sup> Según la Encuesta CASEN del año 2000. De acuerdo al Censo 2002, la participación laboral femenina sería un 40,6%.

Una de las causas más tradicionales de la baja tasa de participación de las mujeres, en especial de las mujeres casadas, es la necesidad del cuidado de los hijos. De hecho, según la encuesta Casen del año 2000 el 15% de las mujeres casadas no busca trabajo porque no tiene quien cuide de sus hijos. Por lo tanto, para que la mujer pueda ir a trabajar, necesita de una mayor y mejor cobertura preescolar y de cuidado infantil para sus niños. Pero el hecho de participar en el mercado laboral es sólo parte del beneficio; adicionalmente habría que considerar la externalidad que generaría la educación temprana y el cuidado de los niños que tienen una alta rentabilidad social al formar mejor capital humano<sup>2</sup>. Esto, pues el objetivo de la educación preescolar es el cuidado integral del niño entre 0 y 5 años de edad, proporcionándole un adecuado desarrollo físico, cognitivo, social, emocional y de lenguaje, que le permitirían una apropiada integración social, mejores resultados educacionales en el futuro. Por consiguiente, la creación de más y mejores instancias gratuitas de cobertura escolar accesibles sobre todo para el sector socioeconómico más bajo<sup>3</sup>, podría ser una de las condiciones fundamentales para que la mujer que quiera, pueda acceder a incorporarse al mercado del trabajo.

Esto último es un hecho no menor, dado que en el país hay mayor conciencia de los beneficios de la educación preescolar en los niños, pero no se ha cuantificado el efecto que un aumento en la cobertura de los jardines infantiles y salas cunas tendría en la tasa de participación y en la oferta de trabajo de las madres de dichos niños. Más aún cuando, en el programa de gobierno de la Presidenta Bachellet se pretende crear 800 nuevas salas cuna y aumentar las plazas de este nivel sólo en el año 2006, lo que tendría efectos tanto en los niños como en las perspectivas laborales y de calidad de vida de sus madres<sup>4</sup>.

---

<sup>2</sup> Véase Heckman (1999, 2005), Esping-Andersen (2005), Rolnick y Grunewald (2003), Brunner (2005), entre otros.

<sup>3</sup> Según la Encuesta CASEN del año 2000, este sector socioeconómico presenta la menor cobertura preescolar y es el que más lo necesita, pues se debe compensar el déficit educacional y cultural del hogar.

<sup>4</sup> La literatura sobre desarrollo infantil y los hallazgos de la neurociencia coinciden en señalar que no basta tener salas cunas o jardines infantiles si no son de calidad, pero si la calidad falla pueden incluso perjudicar el desarrollo infantil. Por lo tanto, las nuevas salas cunas y jardines infantiles sin cuidar la calidad no tendrían el efecto positivo esperado en los niños.

El objetivo general de esta tesis es analizar la participación laboral femenina en Chile, encontrar cómo los factores de educación, número de hijos, oferta de jardines infantiles o sala cuna en la comuna, etc., influyen en la inserción de las madres en la fuerza de trabajo, y cuantificar el efecto de un aumento en la cobertura de educación preescolar en las tasas de participación y en la oferta laboral de las mujeres casadas o convivientes entre 25 y 39 años<sup>5</sup>. Para ello, se utilizará como fuente de datos la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) del año 2000.

La metodología a utilizar consiste, en una primera etapa, en la estimación de un modelo de elección discreta Probit, debido a la naturaleza dicotómica de la decisión de participación en el mercado laboral. De este modo, se podrán obtener las probabilidades asociadas a la participación laboral condicional a las variables explicativas, es decir, los determinantes más importantes de la participación de la mujer en la fuerza de trabajo y las respuestas en las probabilidades de participar o no en la fuerza laboral ante cambios en dichas variables explicativas. Así, por ejemplo, se podrá cuantificar el efecto en la tasa de participación laboral si aumenta la cobertura preescolar. Este cálculo no se ha hecho en Chile.

La segunda etapa consiste en la estimación de la oferta laboral, es decir, el número de horas al mes que trabajarían las mujeres casadas. Para tal efecto se recurrirá al modelo de regresión de Heckman en dos etapas, lo que permite controlar la eventual presencia de sesgo de selección en la decisión de participación en el mercado laboral.

La tesis se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se hace una revisión de la literatura de participación y oferta laboral en Chile. En la sección 3 se describen los datos utilizados de la Encuesta CASEN del año 2000, las tasas de participación laboral femenina y la oferta de educación preescolar en Chile. La sección 4 presenta el modelo teórico de oferta laboral a estimar y sus especificaciones empíricas. La sección 5 da cuenta de la metodología y los resultados de las estimaciones. Finalmente, la sección 6 presenta las principales conclusiones de este estudio.

---

<sup>5</sup> Se excluyen las mujeres solteras y separadas o anuladas, pues el 70% de ellas vive aún con sus padres, lo que provoca que el efecto del ingreso del hogar funcione de manera distinta al efecto en las mujeres casadas.

## **II. ANTECEDENTES Y REVISIÓN DE LA LITERATURA.**

### **2.1 Modelos Teóricos de la Oferta Laboral Femenina.**

El modelo teórico estático de la oferta laboral fue analizado primeramente por Heckman (1974). Heckman deriva un modelo teórico basado en la comparación de los salarios de reserva y los salarios de mercado. Además del modelo, Heckman se da cuenta de la simultaneidad de las decisiones de participar en la fuerza laboral y la oferta del número de horas.

Basados en el modelo de Heckman, surgieron una serie de especificaciones empíricas sobre cómo estimar correctamente la oferta laboral<sup>6</sup>. Sin embargo, y debido a que los modelos estáticos no permiten entender cómo los agentes pueden sustituir su consumo de bienes y ocio en el tiempo, se empezaron a desarrollar los modelos dinámicos en el tiempo<sup>7</sup>.

### **2.2 Estimaciones del Impacto de la Educación Preescolar sobre la Oferta Laboral Femenina.**

Con respecto al efecto de la educación preescolar en la participación laboral de la madre, existen algunos estudios para países desarrollados, como es el caso del trabajo desarrollado por Powell (1997) para Canadá, y Gelbach (2002) y Cascio (2006) que estudian el efecto de la obligatoriedad de los *kindergartens* en la oferta laboral femenina para EE.UU.

---

<sup>6</sup> Ver Heckman (1978), Killingsworth (1983), Killingsworth y Heckman (1986) y Mroz (1987), Card (1990), Zabel (1993) entre otros.

<sup>7</sup> Ver Heckman y Macurdy (1980), Pencavel (1998), Blundell (1998), entre otros.

Powell estima primero el costo del cuidado de un niño por hora y luego estima la oferta laboral de las madres. Corrige ambas ecuaciones por sesgo de selección y encuentra que la elasticidad de la tasa de participación y las horas trabajadas a la semana con respecto a los costos del cuidado de los niños es -0,38 y -0,32 respectivamente.

Gelbach encuentra que las mujeres casadas con hijos en el *kindergarten* entrarían a trabajar y lo harían en un número mayor de horas, mientras que en las mujeres solteras el efecto se reduce a las mujeres cuyo hijo menor tiene 5 años.

Cascio por su parte, demuestra que las mujeres solteras cuyo hijo menor tiene 5 años son más propensas a entrar a trabajar una vez que ese hijo tiene acceso al kindergarten, en contraste con las madres casadas o madres solteras con más hijos mayores o menores de 5 años en que la obligatoriedad del kindergarten no tendría ningún efecto estadísticamente significativo.

Para los países en desarrollo, existe el estudio de Berlinski y Galiani (2005). Los autores estiman el impacto de la construcción de nuevas instalaciones para programas de educación preescolar en el enrolamiento a dichos programas y sus efectos en la oferta laboral de las madres en Argentina. Encuentran un efecto considerable en el enrolamiento de los niños entre 3 y 5 años. Asimismo, encuentran que para las mujeres con hijos pequeños, las decisiones en ingresar a la fuerza laboral y de cuidado de sus hijos se determinan conjuntamente.

## 2.3 Evidencia para Chile.

Para Chile, el primer estudio de la oferta laboral femenina lo elaboraron Muchnik, Vial, Strüver y Harbart (1991). En él estiman la oferta de trabajo en términos de las horas trabajadas usando el método Tobit. Los datos provienen de la encuesta de empleo y desempleo de 1985 de la Universidad de Chile, y una encuesta sobre empleo del INTA del Departamento de Economía Agraria de la Universidad Católica de Chile. Las autoras encuentran que los aumentos en los salarios incentivan el trabajo remunerado, los hijos disminuyen la oferta de trabajo de las madres y el ingreso en hogar descontado el de la mujer desincentiva el trabajo de ésta.

Mizala, Romaguera y Henríquez (1999) estiman las tasas de participación, salarios y la oferta laboral tanto para hombres como para mujeres usando el método Tobit. Utilizan los datos de la encuesta CASEN del año 1996. Son los primeros en Chile en tomar en cuenta el sesgo de selección, por lo que usan la técnica de introducir una variable ficticia propuesta por Heckman. Encuentran que frente a cambios en las variables explicativas, los hombres alterarían el número de horas que trabajan en respuesta a variables monetarias en mayor proporción que las mujeres. A su vez, el nivel de educación es más importante para las mujeres que para los hombres al momento de decidir el número de horas que trabaja. Por último, demuestran que la elasticidad de la oferta laboral de las mujeres es mayor que la elasticidad de los hombres, es decir, las mujeres tienen una mayor respuesta frente a cambios en el “precio del tiempo”.

Mlynarz (2003) y Lehmann (2003) señalan que la baja participación de la mujer en el mercado laboral chileno se debería entre otros, a la falta de flexibilidad en el mercado del trabajo nacional, al bajo nivel relativo de educación, a la fertilidad y a que una parte importante de la población opina que el lugar de la mujer es el cuidado de la casa y de la familia<sup>10</sup>. Esto último fue estudiado por Contreras y Plaza (2004)<sup>11</sup>, quienes demuestran que efectivamente los temas culturales como el machismo y el tema

---

<sup>10</sup> Lehmann hace un análisis sobre trabajo, mujer y familia en base a los resultados de la encuesta CEP de diciembre del 2002.

<sup>11</sup> Contreras y Plaza estiman un modelo Probit usando como una variable explicativa un índice valórico y de machismo.

valórico influyen negativamente en la toma de decisiones de la mujer en relación a su participación en el mercado laboral, sobre todo en las mujeres casadas. En otras palabras, al comparar mujeres con el mismo nivel de escolaridad, estado civil y número de hijos, las mujeres con actitudes machistas y valores conservadores presentan tasas de participación en el mercado del trabajo mucho más bajas que las otras mujeres.

Contreras, Bravo y Puentes (2005) analizan las tasas de participación usando cohortes sintéticos de mujeres entre 23 y 60 años<sup>12</sup>. Para tal efecto usan la encuesta de Ocupación y Desocupación de la Universidad de Chile desde 1957 a 1997. Así, pueden descomponer las tasas de participación en función de la edad, año y efecto cohorte. Usando esa información, los autores postulan la tesis de que el aumento a la tasa de participación pudo deberse al cambio en la composición etárea de población femenina, es decir, la edad de la mujer; a la cohorte o generación a la que pertenece que la mujer, lo que influye en la forma en que una mujer se enfrenta al mercado laboral, en la decisión de natalidad y en el nivel de escolaridad alcanzado; y por último y en menor grado, esta el efecto del año, pues años de auge económico o recesión afectan la participación laboral de manera positiva o negativa respectivamente.

Acosta, Peticara y Ramos (2005) realizan un exhaustivo trabajo para determinar las diferentes causas, tanto por el lado de las condiciones del mercado de trabajo (oferta) como por el lado de la demanda, que originan la baja tasa de participación laboral femenina en Chile respecto al resto de Latinoamérica y otros países comparables. Además, analizan los tipos de cuidado infantil que utilizan las mujeres con hijos en edad preescolar. Para encontrar los determinantes de las tasas de participación en Chile utilizan modelos estáticos y dinámicos, utilizando la encuesta CASEN y la EPS (Encuesta de Protección Social). Los autores encuentran los siguientes factores críticos que influyen en las bajas tasas de participación femenina: existencia de un modelo de sociedad con predominio fuerte del hombre como proveedor principal de recursos y la familia concebida de manera tradicional, tensiones entre la vida laboral y familiar, rigidez en la estructura de las jornadas laborales, bajas remuneraciones,

---

<sup>12</sup> Los cohortes son conjuntos de personas nacidas en un mismo año, a las que se sigue en el tiempo a través de encuestas de corte transversales.

escasa provisión de servicios de cuidado infantil, políticas maternas rígidas y cultura laboral machista. Por otra parte, estudian la oferta y demanda de cuidado infantil<sup>13</sup> en Chile y su relación con el trabajo de la madre, concluyendo que hay una insuficiente cobertura, poco flexible y poco ajustada a la realidad de participación creciente de la mujer en el mercado laboral; escasa evidencia sobre la calidad de la oferta; poca demanda por servicios de cuidado formal infantil por parte de los padres y por lo tanto existe aún un fuerte predominio del cuidado informal de los niños<sup>14</sup>.

Larrañaga (2006) revisa las tasas de participación de las mujeres entre 1958 y 2003. Encuentra que dos tipos de tendencias: la tasa de participación de las mujeres jóvenes cae en el tiempo debido al aumento en la escolaridad, y que la participación laboral de las mujeres entre 25 y 60 aumenta lentamente en los años setenta y acelerándose en los ochentas y noventas. Corrobora los estudios anteriores al identificar la educación y la natalidad como los factores más importantes para explicar los aumentos en las tasas de participación en el período. Además, encuentra que los aumentos en el nivel de participación laboral se deberían al crecimiento económico que ha experimentado la economía chilena en las últimas dos décadas y su impacto en la disponibilidad de empleos, los tipos de empleos y los niveles de salario asociados.

---

<sup>13</sup> Para este estudio utilizan la metodología de focus groups.

<sup>14</sup> El cuidado informal se refiere al cuidado del niño por la propia madre, nana, algún familiar u otra persona, y se utiliza sobre todo por razones culturales y económicas.



### **III. ANÁLISIS DESCRIPTIVO**

#### **3.1. Descripción de los Datos**

Los datos a utilizar provienen de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) del año 2000. La encuesta CASEN, a través los módulos de ingreso, empleo, educación, salud y vivienda, permite obtener información acerca de las condiciones socioeconómicas de los diferentes sectores sociales del país, así como la distribución del ingreso de los hogares.

La CASEN es una encuesta de gran escala, que se extiende a la población regional y nacional usando el factor de expansión según el Censo del año 2002. La muestra inicial de la Encuesta CASEN 2000 consiste en 252.731 observaciones, de las que se obtiene una muestra de 16.225 mujeres casadas o convivientes entre 25 y 39 años. De esa muestra, se tomarán 3.994 observaciones correspondientes a mujeres casadas con trabajo remunerado. Se escoge el rango entre 25 y 39 años, pues en ese intervalo de edad la mayoría de las mujeres ya ha terminado sus estudios y está en edad fértil. Se excluyen las mujeres solteras y separadas o anuladas, pues el 70% de ellas vive aún con sus padres, por lo que la decisión de participar o no en el mercado del trabajo, se vería afectada por otras razones que irían más allá de lo que se quiere medir en este estudio. Además, el efecto del ingreso del hogar podría funcionar de manera distinta al efecto en las mujeres casadas<sup>15</sup>.

La Tabla A.1 de la Sección Anexos presenta una descripción de las muestras a utilizar. En el Apéndice I se explica en detalle cómo se construyeron las variables y la muestra.

---

<sup>15</sup> Trabajar sólo con mujeres casadas es algo habitual en la literatura de economía laboral.

### **3.2. Análisis Descriptivo de la Participación Laboral Femenina en Chile.**

La participación de la mujer en el mercado del trabajo se mide a través de la tasa de participación laboral. Esta tasa se obtiene al calcular el porcentaje de mujeres que participa activamente en el mercado laboral (número de mujeres que trabaja remuneradamente más el número de mujeres en busca de trabajo remunerado) en relación al número total de mujeres<sup>16</sup>.

Considerando esta definición y utilizando los datos de la Encuesta CASEN del año 2000, se elaboraron una serie de cuadros que resumen las tasas de participación de la mujer.

La Tabla A2 muestra la tasa de participación laboral de la mujer desde 1990 hasta el año 2003. En el año 1990 era de un 36,2%, aumentando a un 47,6% en el año 2003. Asimismo, la tasa de participación en la fuerza de trabajo de las mujeres casadas entre 25 y 39 años subió de un 31% en 1990 a un 47% en el 2003. Ahora, si se descompone la tasa de participación laboral de las mujeres casadas con y sin hijos, se ve una evolución importante de las mujeres sin hijos, pero las tasas de participación de las mujeres con hijos siguen siendo bastante bajas. En este grupo de mujeres se podrá ver el efecto de los jardines infantiles en la tasa de participación.

Además, y como punto de comparación, se presentan las tasas de participación laboral de los hombres, la que se ha mantenido prácticamente constante en un 78% desde 1990. De estos datos, se obtiene que en 1990 la tasa de participación de la mujer correspondía al 46% de la tasa de participación de los hombres, en tanto que en el año 2000, la tasa de participación de las mujeres se acerca al 60% de la tasa de participación de los hombres. En otras palabras, en el año 2000 por cada 10 mujeres,

---

<sup>16</sup> En general se calcula la tasa de participación de las mujeres entre 15 y 60 años de edad, pues la edad de jubilación actual es de 60 años.

4,5 participan en el mercado laboral, y de 10 hombres que participaban sólo 6 mujeres lo hacían.

A continuación, se examinarán una serie de factores que determinan que una mujer casada o conviviente pueda ingresar o no a la fuerza laboral.

### **3.2.1. Tasa de participación de la mujer casada o conviviente según la edad.**

La tasa de participación laboral de las mujeres varía fuertemente según la edad, reflejando el ciclo de vida y a las etapas de maternidad y cuidado de los hijos<sup>17</sup>. De la tabla A3 se tiene que en el año 2000, la tasa de participación entre 15 y 19 años alcanzaba el 20%. Entre los 20 y 24 años la tasa de participación laboral aumenta al 33%, llegando a un 44% entre los 25 y 39 años. Entre los 50 y 60 años, la participación laboral baja con respecto al rango de edad anterior, lo que se explicaría en parte por el retiro anticipado del mercado laboral.

### **3.2.2. Tasa de participación de la mujer casada o conviviente según nivel de Educación.**

El nivel de educación es una de las variables más relevantes a la hora de entrar al mercado laboral, ya que la educación generaría un mayor nivel de capital humano, lo que aumenta las posibilidades de acceso al mercado laboral y la obtención de un mayor salario.

---

<sup>17</sup> Larrañaga (2006) examina el tema de la participación de la mujer según la edad usando cohortes sintéticos contruidos en base a los datos de la encuesta CASEN, encontrando que las mujeres con estudios primarios o secundarios tienen un comportamiento en forma de U, donde el mayor nivel de participación ocurre entre los 20 y 24 años, luego cae entre los 25 y 34 años y vuelve a subir entre los 35 y 50 años. Desde los 50 y 54 años de edad la tasa de participación de las mujeres cae definitivamente.

Para el año 2000, la tasa de participación de las mujeres casadas entre los 25 y 39 años se muestra en la Tabla A4. Del total de mujeres que completaron la educación básica, el 34,6% participa en el mercado laboral.

Si analizamos ahora el caso de las mujeres que completaron la educación media, o tienen educación superior incompleta, se observa que el 46,4% del total de mujeres participa en el mercado del trabajo. Esto significa que la educación media incrementa la participación en 11,8 puntos porcentuales, respecto de la educación básica.

Por su parte, la educación superior<sup>18</sup> eleva la tasa de participación de las mujeres casadas al 71,5%. Esto significa que completar la educación superior aumenta la tasa de participación en el mercado de trabajo en 25 puntos porcentuales con respecto a la educación media o superior incompleta.

### **3.2.3. Tasa de participación de la mujer casada o conviviente según el número de hijos.**

La variable más complicada de analizar en cuanto a su efecto en la participación laboral de la mujer es el número de hijos. Existe un consenso en la disciplina de economía laboral en que el número de hijos tendría efectos negativos en la participación de la mujer en la fuerza de trabajo. Esto sucede como consecuencia de que tener un hijo aumenta el valor marginal del tiempo en el hogar destinado al cuidado de ese hijo, en desmedro del valor marginal del tiempo en el trabajo. Por consiguiente, muchas mujeres al tener un hijo prefieren quedarse en su casa cuidándolo en vez de trabajar, o simplemente no pueden entrar al mercado laboral porque no tienen a nadie quien les cuide a su hijo.

---

<sup>18</sup> Corresponde a educación universitaria, centros de formación técnica e institutos profesionales.

La tabla A5 da cuenta de los datos relevantes para entender las tasas de participación de las mujeres casadas o convivientes entre 25 y 39 años. Se puede apreciar que a mayor número de hijos, menores son las tasas de participación femenina en la fuerza de trabajo, lo que corrobora estudios anteriores. Esta tendencia nos dice que, en promedio, la participación laboral de las mujeres cae en 13 puntos al tener un hijo más, registrándose la mayor baja al tener el primer hijo (alrededor de 24 puntos porcentuales<sup>19</sup>). Lo mismo ocurre con el número de horas trabajadas, pues a mayor número de hijos, menos son las horas trabajadas.

Sin perjuicio de lo anterior, podría argumentarse que el mayor efecto de los hijos en las tasas de participación y el menor número de horas trabajadas de aquellas madres que efectivamente participan, se observe entre los 0 y 5 años, es decir, los hijos en edad preescolar. La tabla A6 muestra las tasas de participación y el número de horas trabajadas al mes según la situación de los hijos. Al separar las tasas de participación según la situación del niño, se pueden distinguir las tasas de participación laboral de las madres con hijos que asisten a algún establecimiento de educación preescolar y de las madres cuyos hijos no reciben ningún tipo de educación preescolar. Esta distinción permite concluir que la educación preescolar, a simple vista, favorece la participación de las madres en el mercado laboral, pues las madres con hijos menores de 5 años asistiendo a un jardín infantil o sala cuna, tienen tasas de participación del 62%, mientras que las madres con hijos que no asisten a un jardín infantil tienen tasas de participación laboral del 42%, es decir, 20 puntos de diferencia. Por otra parte, el número de horas trabajadas por las madres con hijos que asisten o no al jardín infantil se mantiene constante en 174 horas al mes, lo que refleja que el mayor efecto de los jardines infantiles está en la inserción de la madre en el mercado laboral, y no tanto en el número de horas trabajadas (oferta laboral).

---

<sup>19</sup> Es importante tener en cuenta que las tasas de participación caen más con el primer hijo que con el segundo, pero son mujeres con distintas edades, distintos niveles de educación y distintas preferencias lo que puede reforzar ese efecto.

En resumen, la importancia de los hijos en las tasas de participación laboral de las mujeres se debe en gran medida a que son principalmente las madres las que se hacen cargo de cuidar a sus hijos, al menos entre los 0 y los 5 años. De hecho, según datos de la CASEN, en el año 2000, ante la pregunta ¿Quién está a cargo del cuidado del niño durante el día?<sup>20</sup>, un 69% respondió la madre, lo que refleja que en Chile la fuente del cuidado de los hijos en su mayoría sigue siendo la madre, disminuyendo sus posibilidades de incorporarse al mercado del trabajo, ya sea por un tema de preferencias, de estigma social, o porque no tienen con quién dejar a sus hijos.

---

<sup>20</sup> La Tabla A7 presenta las respuestas a esa pregunta.

### **3.2.4. Tasa de participación de la mujer casada o conviviente según el quintil de Ingreso del Hogar.**

Los quintiles de ingreso se utilizan para clasificar a los hogares según sus ingresos. Cada quintil corresponde al 20% de los hogares, ordenados en forma ascendente de acuerdo al ingreso per cápita del hogar. En consecuencia, el quintil 1 (o primer quintil) corresponde al 20% más pobre del país, y quintil 5 corresponde al 20% más rico.

La Tabla A8 presenta las tasas de participación laboral de la mujer según el quintil de ingresos. Estas tasas presentan un perfil creciente con el quintil de ingresos del hogar. En el año 2000, el 32,5% de las mujeres más pobres del país participaba en la fuerza laboral, mientras que un 78% de las mujeres con más ingresos lo hacía. La diferencia entonces, entre el quintil 1 y el quintil 5 es altísima y bordea los 46 puntos porcentuales. Asimismo, si se calcula las tasas de desempleo, se obtiene que las mujeres del quintil 1 tienen una tasa de desempleo del 11%, en contraste con el 3% de mujeres del quintil 5.

El mayor número de hijos y el bajo nivel educacional podrían explicar las bajas tasas de participación en el mercado laboral de las mujeres casadas o convivientes a través de quintiles. Pero más allá del número de hijos, son las posibilidades del cuidado de esos hijos lo que marcaría la diferencia. Mientras el 6,4% de las mujeres inactivas del quintil 5 no busca trabajo porque no tiene con quien dejar a sus hijos, el 16,6% del quintil 1 no lo hace por la misma razón<sup>21</sup>, lo que deja en evidencia que aún hay insuficientes alternativas dedicadas al cuidado infantil, tanto públicas como privadas, especialmente para las mujeres de estratos económicos más bajos.

Debido a que los quintiles de ingreso se construyen en base al ingreso familiar, para poder evaluar el efecto del ingreso del hogar se necesita crear una variable con el ingreso total del hogar, descontado el ingreso propio del trabajo de la mujer. De esta manera se puede cuantificar si es que las mujeres de los hogares con mayores ingresos (los que preferentemente provienen del trabajo del marido o pareja) trabajan más o menos. Los estudios de economía laboral señalan que a mayor ingreso del

---

<sup>21</sup> Según datos de la encuesta CASEN del año 2000.

hogar, menor necesidad tiene la mujer de trabajar y por lo tanto trabajaría menos horas. Por otra parte, las mujeres con menores ingresos familiares tienen mayor necesidad de trabajar por más horas.

La tabla A.9 contiene la distribución de las horas trabajadas al mes por las mujeres casadas. Usando esa descomposición, se puede apreciar que para las mujeres que trabajan menos de 192 horas<sup>22</sup>, lo que corresponde al 46% del total de las mujeres casadas o convivientes que trabajan, el ingreso del hogar tendría un efecto creciente en la oferta laboral, esto es, a mayor ingreso del hogar más horas trabajan las mujeres. De manera de visualizar mejor este hecho, se elaboró una serie de gráficos con el número de horas promedio trabajadas por las mujeres, según el rango del ingreso total del hogar descontando el propio ingreso del trabajo. Así, del gráfico A.1 se observa que, el número de horas es creciente a medida que aumenta el ingreso, pero este fenómeno se revierte entre los \$200.000 y \$400.000<sup>23</sup> y, tal como lo predice la evidencia empírica para otros países, a medida que crece el salario en ese rango menos horas trabajan las mujeres. Sin embargo, desde ingresos del hogar de \$400.000 en adelante, se vuelve a observar la tendencia creciente en el número de horas trabajadas a medida que aumenta el ingreso total del hogar. Los gráficos A.2 a A.7 presentan el promedio de las horas trabajadas según el rango de ingreso total del hogar, controlando por el número de hijos y por nivel de educación. El patrón de horas trabajadas es prácticamente el mismo, por lo que, al menos en Chile, el ingreso del hogar tendría un efecto distinto en la oferta labor de la mujer dependiendo del rango de éste. Esto último se verá reflejado en las estimaciones de la oferta laboral.

---

<sup>22</sup> 192 horas corresponde al horario de jornada completa en el año 2000, es decir, 48 horas semanales.

<sup>23</sup> Ingreso Total del Hogar descontado el ingreso del trabajo de la mujer en pesos del año 2000.



### 3.3. La Oferta de Jardines Infantiles en Chile.

Los jardines infantiles son establecimientos que entregan Educación Parvularia diurna a los niños y niñas, desde los 84 días hasta los 5 años de edad, momento en que debiesen ingresar a la educación básica. Cada jardín infantil se divide en diferentes niveles, de acuerdo a la edad de los niños que atiende. A saber:

- § *Sala Cuna Menor*: desde los 84 días hasta 1 año.
- § *Sala Cuna Mayor*: desde 1 año hasta 2 años.
- § *Medio Menor*: desde los 2 años hasta los 3 años.
- § *Medio Mayor*: desde los 3 años hasta los 4 años.
- § *Transición Primer Nivel* (prekinder): desde los 4 años hasta los 5 años.
- § *Transición Segundo Nivel* (Kinder): desde los 5 años hasta los 6 años.

La matrícula en la educación preescolar, esto es, el número de niños que asisten regularmente a salas cunas, jardines infantiles o párvulos alcanzó el 27,3% en el año 2000. Sin embargo, si descomponemos por niveles, vemos de la tabla A.10 que sólo el 1,1% de los niños menores de un año está matriculado en una sala cuna menor<sup>24</sup>. Entre 1 y 2 años, la matrícula preescolar alcanza el 4,3%, mientras que entre 2 y 3 años llega al 11,6%. Desde los 3 años, el enrolamiento en la educación preescolar aumenta a un 26,1%, entre los 4 y 5 años a un 42% y entre los 5 y 6 llega al 72%.

Existen varias alternativas de cuidado infantil según la dependencia económica del jardín infantil, tales como los jardines de JUNJI<sup>25</sup>, de la Fundación INTEGRA<sup>26</sup>, del

---

<sup>24</sup> Esto se puede explicar por el hecho de que las madres prefieran cuidar ellas mismas a su hijo al menos en el primer años de vida, pues el niño esta más vulnerable a enfermedades y necesitan lactancia materna.

<sup>25</sup> La JUNJI, Junta Nacional de Jardines Infantiles, tiene dos tipos de establecimientos: los que están directamente a su cargo y los que tienen convenio para obtener alimentación, mobiliario y material didáctico por parte de la JUNJI. Además, empadrona y certifica a las salas cunas y jardines infantiles particulares.

<sup>26</sup> La Fundación Integra es una fundación privada, sin fines de lucro, que trabaja a favor de la infancia, a través de una red nacional de recursos humanos e infraestructura.

Hogar de Cristo y privados. Tanto los Jardines de la JUNJI, INTEGRRA y del Hogar de Cristo son completamente gratuitos, ya que son financiados íntegramente por el Estado de Chile.

A pesar de las alternativas de cuidado infantil mencionadas, éstas no son suficientes, sobre todo en los quintiles de menores ingresos<sup>27</sup>. La tabla A.11 presenta la matrícula en educación preescolar y la tabla A.12 la dependencia administrativa de los jardines infantiles, por quintiles de ingreso, en el año 2000. Mientras el 46,3% de los niños menores de 5 años del quintil más rico asisten a un jardín infantil, sólo el 21% de los niños del quintil más pobre lo hace. Una de las principales razones del bajo enrolamiento de los niños más pobres en la educación preescolar es la baja oferta gratuita de jardines y sala cuna (sólo el 23,7% del total pertenecen a la JUNJI o INTEGRRA). Pero hay otras razones que considerar, pues según Acosta, Peticara y Ramos (2005) existe una baja demanda por educación preescolar por parte de los padres pertenecientes a los quintiles de ingresos más bajos, en parte por desconocimiento y por la poca evidencia de calidad de estos establecimientos.

Por último, la tabla A.13 muestra la matrícula de educación preescolar de los niños menores de 5 años según región. La undécima región presenta la mayor cobertura, cercana al 35%, mientras que la décima región tiene la menor cobertura, sólo el 18,5%.

---

<sup>27</sup> Para un análisis más detallado de cobertura preescolar ver Penna y Perez (2005) y Acosta, Peticara y Ramos (2005).

## IV. MODELOS TEÓRICOS

### 4.1. Modelo Teórico Estático de la Oferta Laboral.

Este modelo se basa en la teoría básica del consumidor<sup>28</sup>. Se asume que cada consumidor tiene una función de utilidad quasi-cóncava<sup>29</sup>

$$U(C_t, L_t, X_t) \tag{4.1}$$

donde  $C_t$  corresponde al consumo en el período  $t$ ,

$L_t$  son las horas dedicadas al ocio en el período  $t$ ,

$X_t$  son los atributos individuales de los consumidores, observados y no observados en el período  $t$ .

Por lo tanto, el problema del consumidor será:

$$\begin{aligned} & \text{Max } U(C_t, L_t, X_t) \\ & \text{s.a. } C_t = Y_t + W_t(T - L_t) \\ & \quad L_t \leq T \end{aligned}$$

donde  $W_t$  es el salario por hora,  $Y_t$  son los ingresos que no provienen de su trabajo (en general, se toma el ingreso familiar),  $T$  son las horas en total disponibles. Nótese que en este modelo se asume que se consume un solo bien, el que se toma como numerario, y el precio de una unidad no trabajada es el salario  $W_t$  (costo de oportunidad).

---

<sup>28</sup> Debido a que la encuesta CASEN entrega datos de sección transversal y no de panel, se tuvo que optar por trabajar con un modelo estático, a pesar de sus limitaciones.

<sup>29</sup> La cuasi-concavidad implica que  $U_c > 0$ ,  $U_{cc} < 0$ ,  $U_L > 0$ ,  $U_{LL} < 0$ .

La restricción presupuestaria puede escribirse de la siguiente forma:

$$C_t + W_t L_t = Y_t + W_t T \quad (4.2)$$

El lado derecho de la ecuación (4.2) contiene el “valor” del tiempo disponible y de los ingresos no provenientes del trabajo. Por lo tanto, al lado izquierdo se definirá como el Ingreso total en el período  $t$ ,  $M_t$ , con que el consumidor compra bienes y ocio.

Así,

$$M_t = Y_t + W_t T \quad (4.3)$$

En este modelo estático, el ingreso no proveniente del trabajo  $Y_t$  será la suma de los activos que tiene el consumidor y otros ingresos como subsidios monetarios.

Las condiciones de primer orden del problema del consumidor son:

$$U_c(C_t, L_t, X_t) = \lambda_t \quad U_L(C_t, L_t, X_t) \geq \lambda_t W_t \quad (4.4)$$

donde  $\lambda_t$  es la utilidad marginal del ingreso. Nótese que la segunda ecuación de (4.4) es una desigualdad, pues si fuera una igualdad se tendría que  $L_t = T$ , es decir, el individuo no trabajaría y todo su tiempo disponible lo dedicaría a consumir ocio.

Alternativamente, se puede expresar la solución en términos de las tasas marginales de sustitución

$$\frac{U_L}{U_C} \equiv TMS_L(C_t, L_t, X_t) \geq W_t \quad (4.5)$$

Usando las condiciones de primer orden se puede obtener las cantidades de consumo y ocio que maximizan la utilidad:

$$C_t = C(W_t, M_t, X_t) \quad L_t = L(W_t, M_t, X_t) \leq T \quad (4.6)$$

$C_t$  y  $L_t$  corresponden a las funciones de demandas marshalliana.

Si bien el individuo elige el tiempo de ocio, esto es equivalente a elegir el tiempo dedicado a trabajar.

Sea  $H_t = T - L_t$  las horas dedicadas a trabajar.

Luego,

$$H_t = H(W_t, Y_t, X_t) \quad (4.7)$$

Sea  $W_{Rt}$  el salario de reserva, que es el mínimo salario que determina que un individuo este indiferente entre trabajar o no hacerlo.

$W_{Rt}$  tendrá la forma:

$$U_L(Y_t, T, X_t) = \lambda_t W_{Rt} \quad (4.8)$$

Tal como la mayoría de los estudios de oferta laboral, nos enfocaremos en la elasticidad del ingreso de la función de oferta Marshalliana y su asociada elasticidad del ingreso de la función de utilidad constante de Hicks. La elasticidad del ingreso Marshalliana (no compensada) se define como:

$$k_u = \frac{\partial \ln(H_t)}{\partial \ln(W_t)} \quad (4.9)$$

La elasticidad del ingreso Hicksiana  $k_c$  (compensada) se asocia con la elasticidad del ingreso Marshalliana a través de la ecuación de Slutsky:

$$k_u = k_c + \frac{W_t H_t}{Y_t} \frac{\partial \ln(H_t)}{\partial \ln(Y_t)} \quad (4.10)$$

donde  $\frac{W_t H_t}{Y_t}$  es el tamaño de los ingresos correspondientes al ingreso que no proviene del trabajo.

Entonces, si se asume que el ocio es un bien normal, la expresión (4.10) implica que la elasticidad compensada es mayor que la elasticidad Marshalliana. Nótese que en la demanda Marshalliana, los efectos ingresos y sustitución afectan al trabajo en direcciones opuestas<sup>30</sup>.

Debido a que los efectos ingreso y sustitución tienen signos distintos, en el modelo estático de oferta laboral el efecto en el número de horas trabajadas ante cambios en el salario es ambiguo, y no está claro cuál domina ni en qué circunstancias. Sin embargo, para los individuos que no trabajan la respuesta no es ambigua. Un aumento en el salario llevará de cero a un número positivo de horas trabajadas. Para los individuos que trabajan pocas horas, es más probable que el efecto sustitución domine al efecto ingreso, pues entre menos tiempo un individuo trabaja, menor sería el efecto ingreso y dotación.

---

<sup>30</sup> La demostración formal se encuentra en el Apéndice II.

## 4.2. Especificaciones Empíricas de la Oferta de Trabajo.

Para poder estimar la oferta de trabajo empíricamente hay que considerar que en el modelo, los individuos deben decidir si participar o no en el mercado laboral, y si deciden hacerlo, deben decidir cuántas horas desean trabajar. Por consiguiente, la oferta de trabajo individual  $H_t$  a estimar será:

$$\begin{aligned} H_t &= H(W_t, Y_t, X_t, \varepsilon) && \text{si } W_t > W_{Rt} \\ H_t &= 0 && \text{si } W_t \leq W_{Rt} \end{aligned} \quad (4.11)$$

donde:

$H_t$  representa las horas trabajadas en el período t,

$W_t$  es el salario,

$Y_t$  es el ingreso del hogar (en general corresponde al salario del marido o pareja),

$X_t$  representa a las variables individuales que determinan la oferta laboral,

$W_{Rt}$  es el salario de reserva,

$\varepsilon$  es un término de perturbación aleatoria.

Un par de aspectos importantes a considerar:

- ∅ La elasticidad de la oferta de trabajo depende de las preferencias individuales por ocio y consumo, y de las circunstancias individuales, por ejemplo, el número de hijos.
- ∅ Las diferencias en las respuestas a cambios del salarios pueden deberse puramente a diferencias en los gustos de los individuos, esto porque las curvas de indiferencias tienen formas distintas para cada individuo.

- ∅ El modelo estático asume a los salarios como parámetros, que no cambian cuando otras características cambian, lo que no es necesariamente cierto. Sin embargo, como primera aproximación no es un mal supuesto.
  
- ∅ Por simplicidad, se asumirá que la decisión de trabajar del marido o pareja es exógena. Si bien podría argumentarse que la decisión de trabajar sería una decisión en conjunto, esa es una extensión que va más allá de lo que se pretende explorar en esta tesis. Por lo tanto, el ingreso del esposo o pareja sólo influye en la decisión de la mujer de ofrecer su trabajo a través del efecto ingreso, de manera que este ingreso afecta la decisión de trabajar de la mujer de la misma forma que otros ingresos no salariales del hogar.



## V. METODOLOGÍA Y RESULTADOS

### 5.1. Determinantes de la Participación de la Mujer en el Mercado Laboral: Método Probit

Quando se está interesado en encontrar los determinantes de la participación en el mercado del trabajo, el modelo más apropiado es el modelo de elección binaria, donde la variable dependiente toma el valor discreto de  $T=1$  si el individuo participa activamente en el mercado laboral y el valor de  $T=0$  si no participa. Las variables independientes o regresores son factores tales como la edad, nivel de educación, número de hijos, etc. Estos factores se resumen en un vector  $X$ , de manera que:

$$\text{Prob}(T=1) = F(X, \beta)$$

$$\text{Prob}(T=0) = 1 - F(X, \beta)$$

Donde  $X$  es el vector de regresores que explican la decisión de participar o no en el mercado laboral y  $\beta$  es el vector de parámetros que refleja el impacto que tiene  $X$  sobre la probabilidad.

Es importante clarificar que si se estimara un modelo simple de probabilidad lineal  $T = \beta'X + \varepsilon$  usando Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), se presentarían los siguientes problemas:

1. Valores fuera del rango  $[0,1]$ , lo que no tiene sentido pues se está trabajando con una distribución de probabilidades.
2. Heterocedasticidad, debido a que como  $\beta'X + \varepsilon$  debe tomar el valor de 0 ó 1, el error  $\varepsilon$  debe ser igual a  $-\beta'X$  o a  $1 - \beta'X$ , por lo que  $\text{Var}[\varepsilon/X] = \beta'X(1 - \beta'X)$ , produciendo heterocedasticidad en el error dependiente de  $\beta$ .

Por consiguiente, y para resolver estos problemas, se utiliza una variable latente, no observable,  $T^*$ , que determina el valor de la variable dicotómica que se observa.

De manera más formal, se tiene:

$$T = \begin{cases} 1 & \Leftrightarrow T^* = \beta'X + \varepsilon > 0 \\ 0 & \Leftrightarrow \text{si no} \end{cases}$$

Luego, la probabilidad de que T sea igual a 1 será:

$$\text{Prob}(T=1) = \text{Prob}(\varepsilon > -\beta'X)$$

Sea  $F(\cdot)$  la función de distribución acumulada (FDA) de los errores  $\varepsilon$ , por lo tanto:

$$\text{Prob}(T=1) = 1 - F(-\beta'X) \quad \text{y} \quad \text{Prob}(T=0) = F(-\beta'X)$$

Si se asume que los errores se distribuyen de forma normal, entonces  $F(-\beta'X)$  es el área debajo de la curva de la normal hasta el punto  $-\beta'X$ . Esto es,

$$\text{Prob}(T=1) = \int_{-\infty}^{\beta'X} \varphi(t) dt = \Phi(\beta'X)$$

Puesto que se utiliza la distribución normal, el modelo se denomina modelo **Probit**.

Una vez estimado el vector de parámetros  $\beta$ , éstos no se pueden interpretar de manera directa, por lo que para ver el impacto marginal de un cambio en  $X_{ik}$  sobre la probabilidad de observar  $T_i=1$ , se tiene que hacer el siguiente cálculo:

$$\frac{\partial \Phi(X_i\beta)}{\partial x_{ik}} = \varphi(X_i\beta)\beta_k$$

El efecto marginal, varía entonces dependiendo del punto en la distribución normal en donde se encuentre el umbral  $X_i\beta$ , esto es, puntos cercanos a la media tienen un impacto mucho mayor comparados con aquellos que se ubican en las colas de la distribución.

## 5.2. Estimaciones usando el Método Probit.

En primera instancia el modelo a estimar será:

$$T_i = \alpha + \beta_0 Y_i + \beta_1 X_i + \beta_2 Z_i + \varepsilon_i \quad (5.1)$$

Donde  $T_i$  es una variable discreta que toma el valor de 1 si la mujer casada o conviviente tiene un trabajo remunerado y 0 si no;  $Y_i$  es una medida del ingreso familiar descontado el ingreso laboral del individuo  $i$ ;  $X_i$  es un vector de variables de control, que incluye la edad, dummies por nivel educacional, número de hijos de 5 años o menores que viven en el hogar, número de hijos mayores de 5 años que viven en el hogar, una dummy si es que en el hogar tienen una empleada doméstica, una dummy si es que vive en una zona urbana y una dummy para controlar si es que vive en la Región Metropolitana;  $Z_i$  es una medida de la oferta de educación preescolar en la comuna corregido por la población de la comuna; y  $\varepsilon_i$  es un error aleatorio.

Cabe destacar que una de estas variables independientes del vector  $X_i$ , el número de hijos, se decide de manera simultánea con la decisión de ingresar o no al mercado del trabajo  $T_i$ . Esto significa, entonces, que utilizarla generaría un sesgo en el coeficiente, puesto que el término de error no será completamente independiente del número de hijos, es decir, se tiene endogeneidad. Sin embargo, la dificultad de encontrar un instrumento factible para corregir esa endogeneidad, es decir, una variable que esté correlacionada con el número de hijos, pero que no esté correlacionada con las variables no observadas ni con el error, impide corregir la endogeneidad<sup>31</sup>.

---

<sup>31</sup> En la literatura actual se sugieren dos instrumentos típicos para solucionar este problema. Uno de ellos es la utilización de mellizos o gemelos (twins), debido a que el hecho de tener gemelos representa un experimento natural al cambiar de manera exógena y no anticipada la fertilidad. Sin embargo, este instrumento no está exento de problemas, ya que cuando la muestra de madres de gemelos no es lo suficientemente representativa, no se obtienen buenos estimadores. Otro instrumento comúnmente usado es el sexo de los dos primeros hijos, pues se argumenta que los padres tienen preferencias por hijos de ambos sexos, por lo que los padres con dos hijos del mismo sexo tienen mayor probabilidad de que tengan otro hijo. De esta manera, el sexo de los primeros hijos está correlacionado con el número de hijos, pero no

Consecuentemente, en lo que sigue se tomará el número de hijos como variable exógena.

Además de la endogeneidad, se podría argumentar que la decisión que toma una mujer de trabajar o no y la decisión de matricular a su hijo en algún jardín o sala cuna no es independiente, por lo que en estricto rigor también debiera modelarse en conjunto con la decisión de trabajar. Sin embargo, por simplicidad ambas decisiones se tomarán de forma independiente<sup>32</sup>.

La Tabla A.14 y A.15 dan cuenta de los resultados de las estimaciones del modelo Probit según la especificación antes mencionada. En general, todos los coeficientes tienen los signos esperados. El ingreso del hogar presenta un signo negativo y es estadísticamente significativo, lo que era esperable considerando que a mayor ingreso en el hogar, menor es la necesidad que tiene una mujer casada o conviviente de trabajar y es menos probable que ingrese al mercado laboral. Así, un aumento del 10% en el ingreso del hogar, disminuye en 0,05 puntos porcentuales la probabilidad de ingresar al mercado laboral, en promedio, *ceteris paribus*.

La edad tiene un efecto no significativo en el grupo entre 25 y 39 años, rango de edad donde las tasas de participación se mantienen prácticamente constantes. Las dummies de educación tienen todos signos positivos, coeficientes crecientes a medida que aumenta el nivel educacional y son estadísticamente significativas. De hecho, aquellas mujeres casadas o convivientes con educación básica completa tienen, en promedio una probabilidad de participar en el mercado laboral de 4 puntos porcentuales más que las mujeres sin educación formal. Por su parte, las mujeres con educación superior completa tienen una probabilidad de participar de 40,1 puntos porcentuales más en promedio que las mujeres sin educación formal, *ceteris paribus*.

---

con la oferta de trabajo ni con el error, lo que lo hace un buen instrumento. No obstante, sólo sirve para instrumentar los casos de las madres con más de dos hijos.

<sup>32</sup> La decisión de inscribir a un niño en educación preescolar puede deberse a las preferencias de los padres, por necesidad del cuidado del niño con el fin de que ambos padres puedan trabajar, del costo y la calidad de la sala cuna o jardín infantil, entre otros.

Las variables del número de hijos tienen ambas signo negativo y son significativas, pero, como era de esperarse, tener hijos menores de 5 años tiene un efecto mayor que tener hijos mayores de 5 años a la hora de no entrar activamente al mercado del trabajo. Por ejemplo, una mujer que tiene hijos menores de 5 años tiene 10,8 puntos porcentuales menos en la probabilidad de participar que una mujer que no los tiene, *ceteris paribus*.

Las dummies de zona urbana y región metropolitana son significativas y positivas. Esto es consistente con lo que uno esperaría, pues en las zonas urbanas y sobre todo en la región metropolitana hay más y mejores oportunidades de encontrar un trabajo remunerado.

La existencia de una empleada de servicios domésticos puertas adentro aumenta la probabilidad de que la mujer participe en el mercado laboral, ya que sería la empleada la que se haría cargo del cuidado de los niños en el hogar.

Finalmente, el coeficiente correspondiente a la oferta de educación preescolar en la comuna tiene signo positivo, y es estadísticamente significativo, por lo que a mayor oferta de jardines infantiles y sala cuna en la comuna, más probable es que una mujer pueda ingresar a trabajar remuneradamente. En efecto, si se duplicara la cobertura de la educación preescolar en la comuna, aumentaría en 12,9 puntos porcentuales la tasa de participación laboral de la mujer casada o conviviente, *ceteris paribus*. En otras palabras, la tasa de participación de las mujeres casadas y convivientes entre 25 y 39 años aumentaría 5,7 puntos sólo por el efecto de un aumento del 100% de la oferta de jardines infantiles y salas cuna en el país<sup>33</sup>.

---

<sup>33</sup> Nótese que un aumento del 100% de la cobertura preescolar significaría pasar de un 27,3% a un 54,6%.

### 5.3. Modelo de Regresión Truncada: Método de Heckman

Debido a que sólo observamos los salarios de las mujeres que efectivamente trabajan, tenemos una muestra truncada. Más aún, el hecho que sólo algunas mujeres trabajen tiene que deberse a otras características no observables, lo que provoca un sesgo de selección. Es decir, la muestra de mujeres que observamos no fue elegida aleatoriamente y por lo tanto usar Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) entregaría coeficientes sesgados.

La idea es modelar el proceso de selección al observar la muestra de mujeres no aleatoria:

$$y_i^* = \mathbf{w}_i' \boldsymbol{\gamma} + u_i \quad (5.1)$$

donde  $i=1, \dots, n$ ,  $u_i \sim N(0, \sigma_u^2)$ , y  $\mathbf{w}_i$  es un vector de características para el individuo  $i$  que determina si el evento ocurre o no ocurre.

Si  $y_i^* > 0$  entonces  $Z_i = 1$  y si  $y_i^* \leq 0$  entonces  $Z_i = 0$ .

El modelo de regresión es sólo observado si  $y_i^* > 0$  y puede ser escrito como:

$$y_i = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i \quad (5.2)$$

donde  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$  y se observa sólo para  $i=1, \dots, m$  individuos donde  $m < n$ .

Luego,  $u_i \varepsilon_i \sim N_2[0, 0, \sigma_u^2, \sigma_\varepsilon^2, \sigma_{u\varepsilon}]$

donde  $\sigma_{u\varepsilon}$  representa la covarianza los dos términos de error y  $N_2(\cdot)$  es una distribución Normal Bivariante.

La esperanza será:

$$E[y_i \mid y_i^* > 0] = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + E[\varepsilon_i \mid y_i^* > 0]$$

$$E[y_i \mid y_i^* > 0] = \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} + E[\varepsilon_i \mid u_i > -\frac{\mathbf{w}_i \boldsymbol{\gamma}}{\sigma_u}] \quad (5.3)$$

Lo que finalmente se puede escribir como<sup>34</sup>:

$$E[y_i \mid y_i^* > 0] = \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} + \rho \sigma_\varepsilon \frac{\phi[\mathbf{w}_i \boldsymbol{\gamma}]}{\Phi[\mathbf{w}_i \boldsymbol{\gamma}]} \quad (5.4)$$

La ecuación (5.4) implica que el problema econométrico de truncamiento puede ser tratado como un problema de variables omitidas. Si la variable definida como  $\frac{\phi[\mathbf{w}_i \boldsymbol{\gamma}]}{\Phi[\mathbf{w}_i \boldsymbol{\gamma}]}$  es excluida de la ecuación, la estimación por MCO entregará coeficientes estimados sesgados para el vector  $\boldsymbol{\beta}$ , siempre y cuando hubiese sesgo de selección. El método de Heckman de dos etapas busca resolver este problema al introducir una variable *proxy* que capture la parte omitida.

Al mirar con más detalle esta variable *proxy*  $\frac{\phi[\mathbf{w}_i \boldsymbol{\gamma}]}{\Phi[\mathbf{w}_i \boldsymbol{\gamma}]}$  vemos que este término de corrección no es más que los pseudo-residuos de un modelo probit para el caso en que el evento de selección efectivamente ocurre. En nuestro caso, al modelar la participación de las mujeres en el mercado del trabajo y oferta de trabajo (el número de horas trabajadas), los pseudo-residuos representan una *proxy* para los no observables que determinan la participación. Si se encuentra que son estadísticamente significativos en la ecuación del número de horas, entonces los no observables que determinan la participación y el número de horas están efectivamente correlacionados. Por lo tanto, para la ecuación de selección se necesita al menos una variable adicional, lo que se conoce como la variable de exclusión.

El método de Heckman en dos etapas se implementa de la siguiente manera:

---

<sup>34</sup> Para mayor detalle ver Greene (2003).

Etapa 1: Se estima el modelo de selección de forma reducida usando un probit y se obtiene un vector de coeficientes estimados para  $\gamma$ , usando una función de máxima verosimilitud. Esta forma reducida del modelo debiera contener todas las variables exógenas relevantes y las variables no incluidas en el vector  $\mathbf{x}$  por razones de identificación. Usando estas estimaciones se construye un *proxy* del inverso del "Ratio de Mills"  $\lambda_i$ .

El Ratio de Mills esta definido por:

$$\lambda_i = \frac{\phi[\mathbf{w}_i' \boldsymbol{\gamma}]}{\Phi[\mathbf{w}_i' \boldsymbol{\gamma}]}$$

Y corresponde a los pseudos-residuos de un modelo probit para el caso en que el evento de selección efectivamente ocurre.

Etapa 2: Se corre una regresión usando MCO a la siguiente ecuación:

$$y_i = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + \theta \lambda_i + \zeta_i$$

donde  $E[\zeta_i] = 0$ .

MCO entrega los coeficientes estimados para el vector  $\boldsymbol{\beta}$  y para el coeficiente de selección  $\theta$ . Los coeficientes estimados serán consistentes y la matriz varianza covarianza debe ser ajustada por heterocedasticidad y por el hecho de que  $\lambda_i$  es una variable predicha.

Ambas etapas se realizan simultáneamente utilizando el método de regresión Heckman que está implementado en el software Stata.



## 5.4. Estimaciones de la Oferta Laboral Femenina.

Para poder estimar la oferta de laboral de las mujeres casadas o convivientes, se procederá a regresionar el número de horas trabajadas mediante la siguiente especificación:

$$H_i = \alpha + \beta_0 \ln(W_i) + \beta_1 Y_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i$$

Donde  $H_i$  son las horas trabajadas al mes,  $W_i$  es el salario por hora,  $Y_i$  es el ingreso familiar descontado el ingreso laboral de la mujer  $i$ ;  $X_i$  es un vector de variables de control, que incluye la edad, la educación, número de hijos de 5 años o menores que viven en el hogar, número de hijos mayores de 5 años que viven en el hogar, una dummy si es que en el hogar tienen una empleada doméstica, una dummy si es que vive en una zona urbana y una dummy para controlar si es que vive en la región metropolitana; y  $\varepsilon_i$  es una perturbación aleatoria. Para el modelo de selección, la variable de exclusión será la oferta de educación preescolar en la comuna<sup>35</sup>.

La tabla A.16 muestra los resultados obtenidos para la ecuación de selección y la tabla A.17 resume las estimaciones de la Oferta Laboral de las mujeres casadas o convivientes entre 25 y 39 años usando MCO y el método de Heckman. El salario por hora afecta negativamente el número de horas de las mujeres que trabajan, lo que se explicaría por el hecho de que el efecto ingreso domina al efecto sustitución<sup>36</sup>.

---

<sup>35</sup> La variable de exclusión debe estar correlacionada con la decisión de participación y no con la decisión del número de horas a trabajar. Si bien es un supuesto fuerte que la oferta laboral de educación preescolar incida sólo en a participación y no la oferta laboral, de la tabla A.6 se tiene cierta evidencia que sustenta este supuesto, pues los jardines infantiles y salas cuna afectan notoriamente las tasas de participación, pero no el promedio de horas trabajadas por las madres.

<sup>36</sup> Debido a que se toma el salario por hora, la división por el número de horas trabajadas puede afectar en la negatividad del signo del salario en el número de horas trabajadas, o bien puede deberse a errores de medición. Para testear si existe *division bias*, se corrió la regresión  $H_i = \alpha + \beta_0 \ln(W_i) + \beta_1 \ln(H_i) + \beta_2 Y_i + \beta_3 X_i + \varepsilon_i$ , donde  $W_i$  corresponde al salario mensual, y  $H_i$  al número de horas trabajadas al mes. El coeficiente  $\beta_0$  resulto ser negativo, y  $\beta_1$  obviamente positivo.

El ingreso del hogar (descontado el ingreso del trabajo de la mujer) afecta positivamente el número de horas trabajadas, lo que se contradice con la teoría económica en el sentido de que a mayor ingreso del hogar, menor necesidad tiene la mujer casada de trabajar. Esto no debiera ser sorprendente a la luz de lo encontrado en el capítulo 3 al descomponer según el rango del ingreso, pues para ingresos del hogar inferiores a \$300.000 a medida que se incrementa el ingreso del hogar aumentan las horas trabajadas, pero luego ocurre el efecto contrario y desde los \$400.000 vuelve a ser creciente<sup>37</sup>. Sin embargo, esto debiese ser motivo de una investigación más a fondo, de manera de encontrar un modelo que pueda explicar esta situación, ya que este estudio no abordará este fenómeno en mayor profundidad.

Considerando el efecto del salario y del ingreso del hogar antes mencionados, se calcularon las elasticidades de la oferta laboral de las mujeres casadas o convivientes entre 25 y 39 años. La tabla A.18 presenta la descomposición de las elasticidades del salario e ingreso, comparadas con las elasticidades obtenidas en estudios anteriores. La elasticidad no compensada del salario resulta ser negativa (-0,183), al igual que la elasticidad compensada (-0,245). Por su parte, la elasticidad del ingreso total es positiva (0,063).

La educación afecta positiva y significativamente el número de horas trabajadas por las mujeres. Así, las mujeres con educación superior trabajan más horas que las mujeres con educación media completa y básica completa.

El número de hijos afecta negativamente la oferta laboral de las madres, reflejándose nuevamente el mayor efecto de los hijos menores de 5 años en el número de horas que destinan las madres a trabajar. La zona en que vive afecta de la manera esperada, pues en la región metropolitana y en áreas urbanas las mujeres trabajarían más horas.

---

<sup>37</sup> Es posible además que los resultados se vean afectados por el ajuste de los ingresos reportados que se hace a la encuesta, lo que puede influir en la atribución de mayores o menores ingresos tanto al individuo como al hogar.

Comparando ahora las estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios y por el método propuesto por Heckman, se puede ver que las mayores diferencias en los coeficientes se centran en las dummies de educación y si reside en la Región Metropolitana. Sin embargo,  $\lambda$ , que es el coeficiente estimado para el término de selección definido como  $\frac{\phi[\mathbf{w}_i\gamma]}{\Phi[\mathbf{w}_i\gamma]}$ , resultó ser positivo y significativo al 1%, lo que permite inferir la existencia de sesgo de selección. El error estándar ajustado de la regresión del salario corresponde a  $\sigma = 0,492$  y el coeficiente de correlación entre los no observables que determinan la selección en el empleo remunerado de las mujeres y los no observables que determinan el salario viene dado por  $\rho = 0,08$ . Lo importante en este caso es que la correlación entre los no observables en la selección y la ecuación de salario es positiva, tal como era de esperarse. La correlación positiva indica que las mujeres que participan tienen factores no observables que afectan positivamente su inserción en el mercado laboral, y por ende tendrían salarios más altos.

## VI. CONCLUSIONES

Una de las principales motivaciones de esta tesis era identificar y cuantificar los factores que afectan la participación de las mujeres casadas y convivientes entre 25 y 39 años en Chile. Los estudios anteriores convergen en señalar que la edad, el nivel de educación, los hijos en edad preescolar, el ingreso familiar, lugar de residencia entre otras, son las variables que más inciden en la participación y en la oferta laboral femenina. Sin embargo, hasta ahora, no se había cuantificado el efecto que un aumento en la cobertura preescolar tendría tanto en las tasas de participación como en la oferta laboral de las madres. Justamente, el aporte de esta tesis es considerar la variable de la oferta de educación preescolar en la comuna como una variable determinante en la probabilidad de que una mujer ingrese o no al mercado laboral.

Del modelo Probit de decisión de participación en la fuerza de trabajo, se obtiene que el ingreso total del hogar afecta negativamente la probabilidad de que una mujer casada ingrese al mercado laboral en 0,5 puntos porcentuales.

La educación afecta positivamente la participación. Una mujer casada con educación básica completa tiene en promedio 4 puntos porcentuales más en la probabilidad de trabajar con respecto a una mujer sin educación formal, mientras que una mujer casada con educación superior completa tiene 40 puntos porcentuales más de probabilidad de participar *vis-a-vis* una mujer sin educación.

Los hijos menores de 5 años disminuyen la probabilidad de una mujer de participar en la fuerza de trabajo en 10,8 puntos porcentuales con respecto a una mujer sin hijos menores de 5 años, en promedio y *ceteris paribus*. Asimismo, la existencia de hijos mayores de 5 años baja la probabilidad de que la mujer ingrese a la fuerza laboral en 8 puntos porcentuales.

Se cuantifica el impacto de la oferta de educación preescolar sobre las tasas de participación femenina. Si se duplicará la matrícula en los jardines y salas cuna que habían en el año 2000, la tasa de participación de las mujeres casadas aumentaría en 12,9 puntos porcentuales, *ceteris paribus*. Esto significa que la tasa de participación de

las mujeres casadas y convivientes entre 25 y 39 años aumentaría 5,7 puntos sólo por el efecto de un aumento del 100% de la oferta de jardines infantiles y salas cuna en el país.

Los resultados de la estimación de la oferta laboral, corrigiendo por sesgo de selección, permiten concluir que mientras el salario por hora afecta negativamente el número de horas de las mujeres dedican al trabajo; el ingreso total del hogar afecta positivamente el número de horas trabajadas. La elasticidad no compensada del salario es -0,183, mientras que la elasticidad compensada es -0,245, lo que implica que a mayor salario por hora, menos son las horas que las mujeres casadas están dispuestas a trabajar.

La educación afecta positivamente el número de horas trabajadas, ya que, por ejemplo, las mujeres con educación superior trabajarían 34 horas más al mes que sus pares sin educación formal. El número de hijos afecta negativamente la oferta laboral de las madres, pues la existencia de hijos menores de 5 años disminuye en 3,8 el número de horas trabajadas al mes con respecto a una mujer con las mismas características, pero sin hijos. La presencia de hijos mayores de 5 años contraen la oferta laboral de las madres en 5,7 horas al mes.

Las áreas urbanas afectan de manera positiva el número de horas trabajadas. Las mujeres que habitan en el radio urbano trabajarían en labores remuneradas 16 horas más que las mujeres que viven en una zona rural, y las mujeres de la región metropolitana trabajan en promedio 1,6 horas más en este tipo de labores que las mujeres del resto del país, *ceteris paribus*.

Finalmente, cabe destacar que el análisis presentado tiene la limitación de un modelo estático de la oferta laboral, cuya elasticidad depende de las preferencias individuales por ocio y consumo. Además, el modelo considera el salario como estático en el tiempo y no se corrige por la endogeneidad que se produce por la simultaneidad de las decisiones de trabajar y de tener hijos.

## VII. REFERENCIAS

[1] ACOSTA, E., PERTICARA, M. Y RAMOS, C. (2005), "Oferta Laboral Femenina y Cuidado Infantil", Revista de Educación 320, diciembre 2005.

[2] ANGRIST, J. D. AND W. N. EVANS (1998), "Children and Their Parent's Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size", American Economic Review, Vol. 88(3): 450-477.

[3] BERLINSKI, S. AND GALIANI, S. (2005), "The Effect of a Large Expansion of the Pre-Primary School Facilities on Preschool Attendance and Maternal Employment", Working Paper N° 0430, The Institute for Fiscal Studies.

[4] BLACKBURN, M. L., BLOOM, D. AND D. NEUMARK (1990), "Fertility Timing, Wages and Human Capital", Working Paper N°3422, National Bureau of Economic Research.

[5] BLUNDELL, R. AND MACURDY, T. (1999), "Labour Supply: A review or alternatives approaches", Handbook of Labor Economics, Volume 3.

[6] BLUNDELL, R., DUNCAN A. AND MEGHIR C. (1998), "Estimating Labor Supply Responses using Tax Reforms", Econometrica, Vol.66, N° 4: 827-861.

[7] CASCIO, E. (2006), "Public Preschool and Maternal Labor Supply: Evidence from the Introduction of Kindergartens into American Public Schools", National Bureau of Economic Research, Working Paper 12179.

[8] CONTRERAS, D. Y PLAZA, G. (2004), "Participación femenina en el mercado laboral chileno. ¿Cuánto importan lo factores culturales?", Departamento de Economía, Universidad de Chile, agosto 2004.

- [9] CONTRERAS, D., BRAVO, D. AND PUENTES, E. (2005), "Female Labor Force Participation: 1957-1997. A Synthetic Cohort Analysis", *Journal of International Development*, Vol. 17(2): 169-186
- [10] ESPING-ANDERSEN, G. (2003), "A New Gender Contract"; "A Child-Centred social investment strategy"
- [11] GELBACH, J. (2002), "Public Schooling for Young Children and Maternal Labor Supply", *The American Economic Review*, Vol. 92, N°1: 307-322.
- [12] GREENE, W. (2003), "Econometric Analysis". Fifth Edition, United States, Prentice Hall. 1026p.
- [13] HECKMAN, J. J. AND WILLIS, R. J. (1977), "A Beta-Logistic Model for the Analysis of Sequential Labor Force Participation by Married Women", *The Journal of Political Economy*, Vol. 85(1): 27-58
- [14] HECKMAN, J. J. AND MACURDY T. E. (1980), "A Life Cycle Model of Female Labour Supply", *The Review of Economics Studies*, Vol. 47(1): 47-74
- [15] HECKMAN, J. J. (1993), "What Has Been Learned About Labor Supply in the Past Twenty Years", *The American Economic Review*, Vol. 83, N°2: 116-121.
- [16] IACOVOU, M. (2001), "Fertility and Female Labor Supply", Working Paper N°2001-19, Institute for Social and Economic Research, University of Essex.
- [17] LARRAÑAGA, O. (2006), "Participación Laboral de la Mujer 1958-2003" en Valenzuela, J.S., Tironi, E. y Scully, T. R. *El Eslabón Perdido*, Taurus Editores.
- [18] LEHMANN, C. (2003), "Mujer trabajo y familia: realidad, percepciones y desafíos", *Puntos de Referencia*, CEP, Volumen 269, septiembre 2003.

[19] LÓPEZ DE LÉRIDA, J. (2005), "The impact of exogenous variation in family size on women's labor force participation", Departamento de Economía Agraria, Facultad de Agronomía en Ingeniería Forestal, Pontificia Universidad Católica de Chile.

[20] MACURDY, T. (1992), "Work Disincentive Effects of Taxes: A Reexamination of Some Evidence", The American Economic Review, Vol. 82, N°2: 243-249.

[21] MIZALA, A., ROMAGUERA, P. y HENRÍQUEZ P. (1999), "Female Labor Supply in Chile", Documento de Trabajo N°58, Centro de Economía Aplicada (CEA), Universidad de Chile

[22] MLYNARZ, D. AND MUÑOZ, R. (2003), "Mujer: Familia, Trabajo y Participación Política. Panorámica de la Situación en la Última Década en Chile", Colección Ideas, Año 4(37), Fundación Chile 21, Chile.

[23] MROZ, T. (1987), "The Sensitivity of an Empirical Model of Married Woman's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions". Econometrica, Vol. 55, N° 4: 765-799.

[24] MUCHNIK, E., VIAL, I., STRUVER, A. y HARBART, B. (1991), "Oferta de Trabajo Femenino en Santiago", Cuadernos de Economía, Vol. 28(85): 463-489.

[25] PENNA, F. y PÉREZ, F. (2005), "Participación Femenina y Cuidado Infantil: Una alternativa de financiamiento", Seminario para optar al título de Ingeniero Comercial con Mención en Economía. Universidad de Chile. Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas. Departamento de Economía. 38p.

[26] POWELL, L. (1997), "The impact of Child Care Costs on the Labour Supply of Married Mothers: Evidence from Canada", The Canadian Journal of Economics, Vol. 30, N°3: 577-594.

[27] REILLY, B. (2006), "Lecture Six: Censored and Truncated Regression Models II", Teaching Materials for Spring Term 2006, University of Sussex. <<http://www.sussex.ac.uk>>



[28] SALOMÉ, T. (2004), "Mujeres, Brechas de Equidad y Mercado de Trabajo. Chile", ILO. UNDP.

[29] SCHKOLNIK, M. (2004), "¿Por qué es tan increíblemente baja la tasa de participación de las mujeres en Chile?", Revista en foco, Expansiva, Vol. 33.

[30] ZEBEL, J. (1993), "The Relationship Between Hours of Work and Labor Force Participation in Four Models of Labor Supply Behavior", Journal of Labor Economics, Vol. 11, Issue 2: 387-416.

## VIII. ANEXOS

**Tabla A.1**  
**Descripción de los Datos: Medias y desviaciones estándar<sup>1</sup>**

Variable	Mujeres Casadas <sup>2</sup>	Mujeres Casadas <sup>2</sup> que tienen un trabajo remunerado	Mujeres Casadas <sup>2</sup> que no tienen un trabajo remunerado
Edad	32,80 (4,20)	32,79 (4,21)	32,80 (4,19)
Años de escolaridad	10,91 (3,63)	12,51 (3,52)	10,09 (3,41)
Nº de Hijos menores de 5 años	0,65 (0,70)	0,58 (0,67)	0,68 (0,70)
Nº de Hijos mayores de 6 años	1,40 (1,11)	1,12 (1,06)	1,55 (1,11)
Ingreso por hora <sup>3</sup>	—	1.455 (1.565)	—
Ingreso Mensual del Hogar <sup>4</sup>	\$ 432.411 (919.510)	\$ 538.660 (932.778)	\$ 377.818 (907.849)
Nº de horas trabajadas al mes	—	170,57 (53,01)	—
Observaciones	16.225	3.994	12.231

Fuente: Encuesta CASEN 2000

Notas:

<sup>1</sup> Desviaciones estándar en paréntesis, calculadas usando el factor de expansión del Censo 2002.

<sup>2</sup> Considera a mujeres casadas y convivientes entre 25 y 39 años

<sup>3</sup> Ingreso del trabajo por hora, en pesos del año 2000.

<sup>4</sup> Ingreso del trabajo del hogar menos el ingreso por trabajo propio de la mujer, en pesos del año 2000.

**Tabla A.2**  
**Tasa de Participación Laboral según Género**

<b>Año</b>	<b>Mujeres<sup>1</sup></b>	<b>Mujeres Casadas<sup>2</sup></b>	<b>Mujeres Casadas<sup>2</sup> sin hijos</b>	<b>Mujeres Casadas<sup>2</sup> con hijos</b>	<b>Hombres<sup>3</sup></b>
1990	36,2	31,0	54,9	29,3	77,8
1992	38,3	32,2	57,1	30,4	80,0
1994	39,9	35,2	56,0	34,8	80,0
1996	41,1	37,4	67,5	35,2	78,8
1998	43,5	42,0	69,2	39,8	78,9
2000	45,0	44,2	74,9	41,6	77,5
2003	47,6	47,2	73,0	44,9	77,5

Fuente: Encuestas Casen años respectivos.

Notas:

Tasa de Participación: Población activa (ocupados+desocupados) sobre población total

<sup>1</sup> Considera a las mujeres en edad de trabajar (15 y 60 años)

<sup>2</sup> Considera a las mujeres casadas y convivientes (25 y 39 años)

<sup>3</sup> Considera a los hombres en edad de trabajar (15 y 65 años)

**Tabla A.3**  
**Tasas de Participación Laboral de las mujeres**  
**según rango de edad.**

<b>Rango de edad</b>	<b>Total Mujeres</b>	<b>Mujeres Casadas</b>
15-19	12,4	19,9
20-24	43,9	33,4
25-29	57,1	44,3
30-34	53,2	44,1
35-39	53,0	44,2
40-44	53,7	45,1
45-49	53,6	46,0
50-54	45,1	38,4
55-59	35,8	29,0
60-64	22,1	17,3
65-69	12,7	10,8
>70	4,2	4,3

Fuente: Encuesta CASEN 2000

Tasa de Participación: Población activa (ocupados+desocupados) sobre población total

**Tabla A.4**  
**Tasa de Participación Laboral de las mujeres según el nivel de Educación\*.**

<b>Nivel de Educación</b>	<b>Mujeres Casadas o Convivientes</b>	<b>Total mujeres</b>
Educación Básica	34,6	44,9
Educación Media	46,4	56,8
Educación Superior	71,5	79,3

Fuente: Encuesta CASEN 2000

Tasa de Participación: Población activa (ocupados+desocupados) sobre población total

\*Considera a mujeres entre 25 y 39 años

**Tabla A.5**  
**Tasa de Participación y Número de horas trabajadas de las mujeres casadas o convivientes entre 25 y 39 años según el número de hijos.**

<b>Número de Hijos</b>	<b>Tasa de Participación</b>	<b>Nº de Horas Trabajadas al mes</b>
0	74,9	179,6
1	51,1	175,6
2	41,4	165,9
3 o más	34,9	165,1

Fuente: Encuesta CASEN 2000

Tasa de Participación: Población activa (ocupados+desocupados) sobre población total

**Tabla A.6**  
**Tasa de Participación y Número de horas trabajadas de las mujeres casadas o convivientes según situación de los hijos\*.**

Situación	Tasa de Participación	Nº de Horas Trabajadas al mes
Mujeres sin hijos	74,9	179,6
Madres con hijos menores de 5 años	48,9	174,2
Madres con hijos menores de 5 años que asisten a sala cuna o jardín infantil	61,9	174,5
Madres con hijos menores de 5 años que no asisten a sala cuna o jardín infantil	42,1	174,4
Madres con hijos mayores de 5 años	42,9	169,9

Fuente: Encuesta CASEN 2000

Tasa de Participación: Población activa (ocupados+desocupados) sobre población total

\*Considera a mujeres entre 25 y 39 años

**Tabla A.7**  
**¿Quién está a cargo del cuidado del niño durante el día?**

La Madre	68,9%
El Padre	1,6%
Hermano (a) Mayor	2,1%
Abuelo (a)	11,9%
Otro Familiar	3,2%
Una persona de Servicio Doméstico	4,7%
Vecino (a)	0,5%
Familiar o no familiar pagado	1,1%
Jardín Infantil o Sala Cuna	5,2%
Se queda sólo en el hogar	0,6%
Otro	0,3%

Fuente: Encuesta CASEN 2000

**Tabla A.8**  
**Descripción de las Tasas de participación según quintil de ingresos.**

	Quintil I	Quintil II	Quintil III	Quintil IV	Quintil V
Tasa de Participación	32,5	45,3	56,0	68,1	78,4
Tasa de Ocupación	21,4	37,7	51,4	63,8	75,4
Años de escolaridad promedio	8,7	10,0	11,4	12,7	14,9
Nº de hijos promedio	2,4	2,0	1,8	1,6	1,4
% que no busca trabajo porque no tiene con quién dejar a sus hijos	17,6	13,9	15,6	10,0	6,4

Fuente: Encuesta CASEN 2000

Tasa de Participación: Población activa (ocupados+desocupados) sobre población total

Tasa de Ocupación: ocupados sobre población

**Tabla A.9**  
**Distribución de las Horas de Trabajo de las mujeres casadas o convivientes entre 35 y 39 años.**

Número de Horas trabajadas al mes	%	% Acumulado	Ingreso del Hogar* Promedio
Menos de 80 hrs	8,6	8,6	\$ 398.011
Entre 80 y 119 hrs	9,0	17,6	\$ 543.715
Entre 120 y 191 hrs	28,7	46,2	\$ 580.702
192 hrs**	32,9	79,1	\$ 563.912
Más de 192 hrs	20,9	100	\$ 514.756

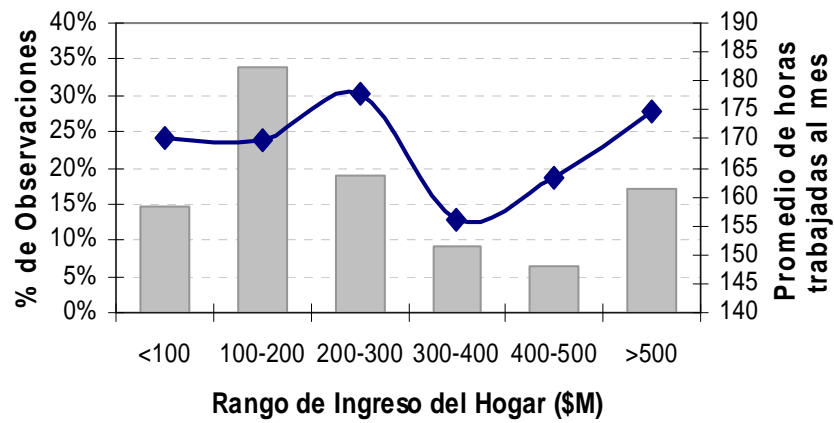
Fuente: Encuesta CASEN 2000

\* El Ingreso del Hogar promedio considera al ingreso familiar total menos el ingreso propio de la mujer. El Ingreso Total corresponde a la suma del Ingreso del trabajo del hogar, el alquiler imputado y subsidios monetarios del hogar.

\*\* 192 horas mensuales corresponde al horario de jornada completa en el año 2000, esto es, 48 horas semanales.

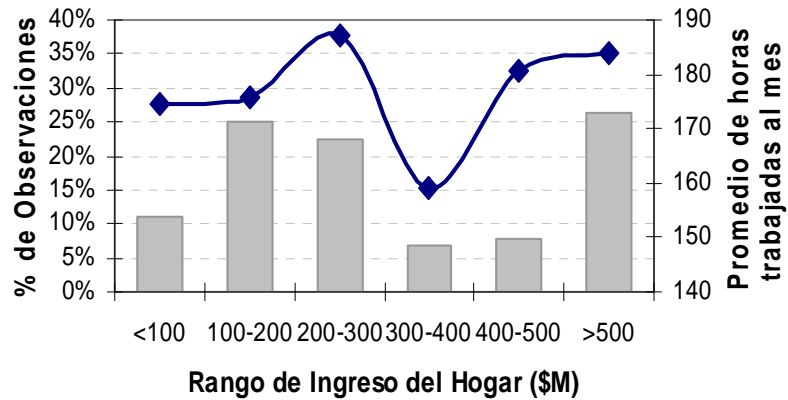
**Grafico A.1**

**Promedio de las horas trabajadas por las mujeres casadas o convivientes según el rango del Ingreso del Hogar.**



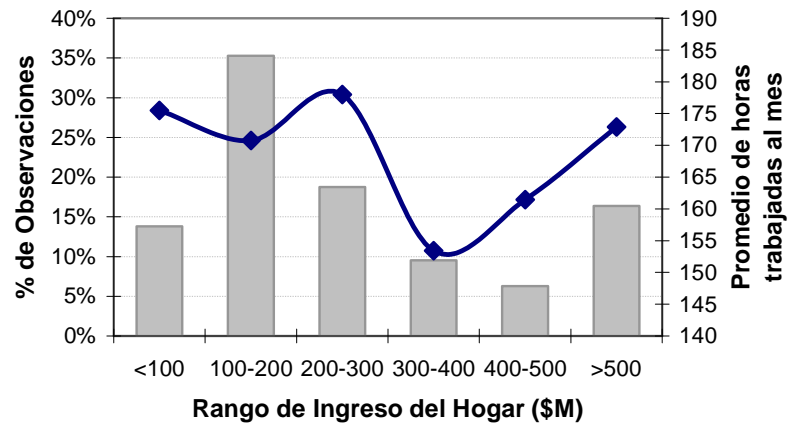
**Grafico A.2**

**Promedio de las horas trabajadas por las mujeres casadas o convivientes sin hijos según el rango del Ingreso del Hogar.**



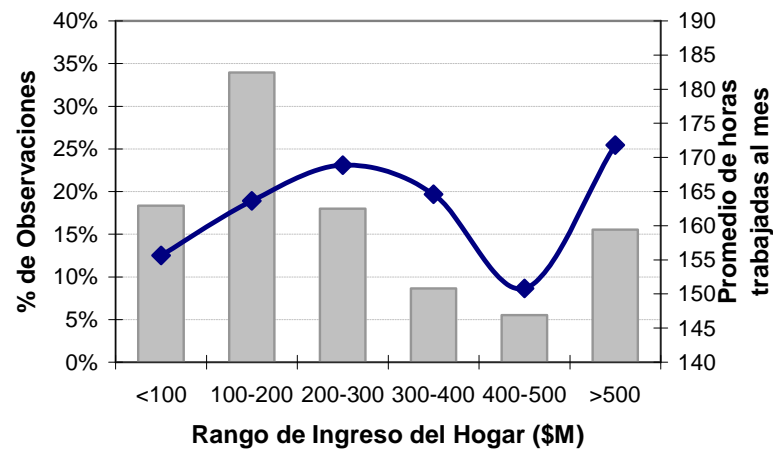
**Grafico A.3**

**Promedio de las horas trabajadas por las mujeres casadas o convivientes con 1 o 2 hijos según el rango del Ingreso del Hogar.**



**Grafico A.4**

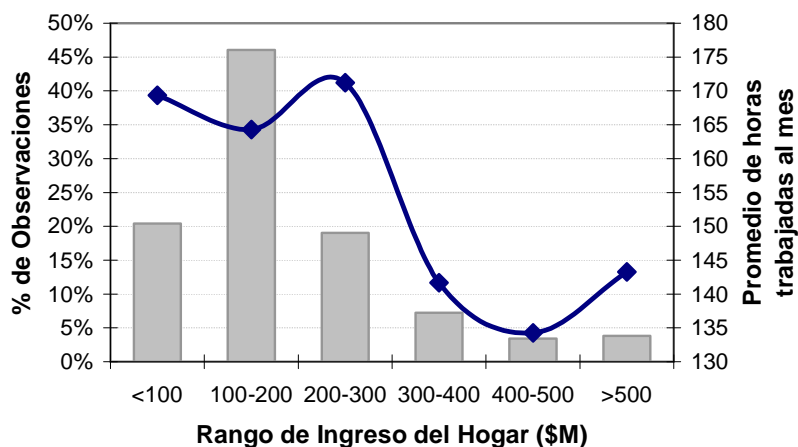
**Promedio de las horas trabajadas por las mujeres casadas o convivientes con 3 o más hijos según el rango del Ingreso del Hogar.**





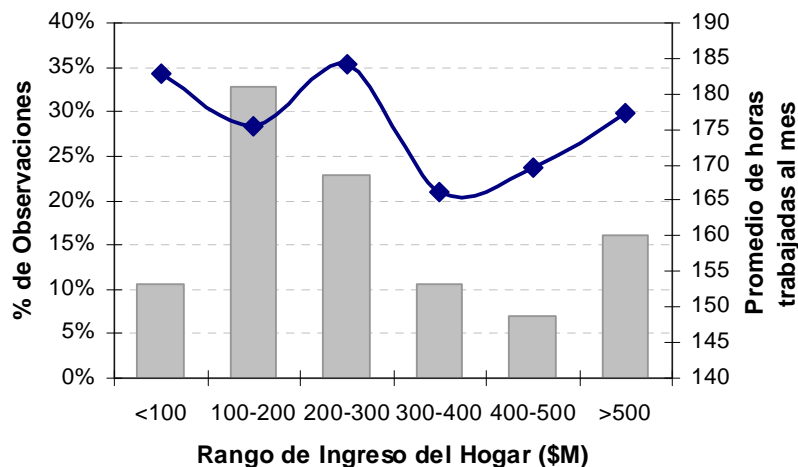
**Grafico A.5**

**Promedio de las horas trabajadas por las mujeres casadas o convivientes con Educación Básica Completa según el rango del Ingreso del Hogar.**



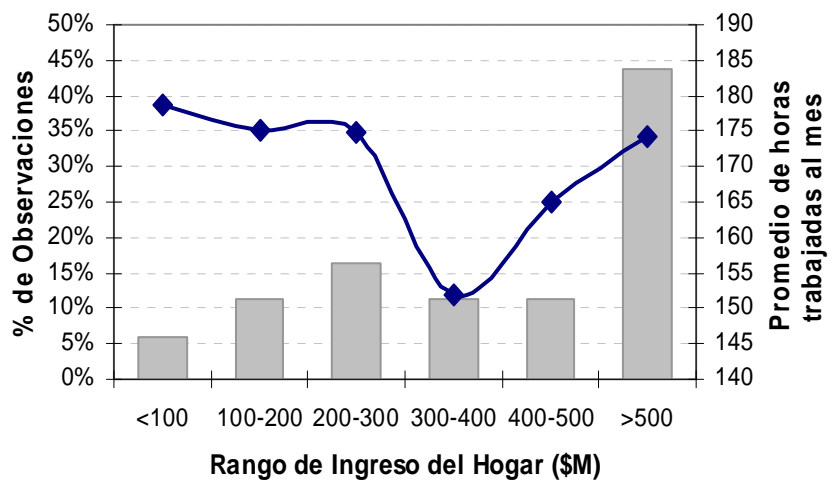
**Grafico A.6**

**Promedio de las horas trabajadas por las mujeres casadas o convivientes con Educación Media Completa según el rango del Ingreso del Hogar.**



**Grafico A.7**

**Promedio de las horas trabajadas por las mujeres casadas o convivientes con Educación Superior Completa según el rango del Ingreso del Hogar.**



**Tabla A.10**  
**Matrícula Preescolar según la edad.**

<b>Edad</b>	<b>Matrícula</b>	<b>%</b>
0-1 años	2.357	1,1
1-2 años	10.300	4,3
2-3 años	27.878	11,6
3-4 años	70.382	26,1
4-5 años	115.752	42,0
5-6 años	183.278	72,1
<b>0 - 5 años</b>	<b>409.947</b>	<b>27,3</b>

Fuente: Encuesta CASEN 2000

**Tabla A.11**  
**Matrícula Preescolar según quintil de ingresos del hogar.**

<b>Quintil</b>	<b>Matrícula</b>	<b>%</b>
I	101.513	20,9
II	87.512	24,0
III	69.119	27,1
IV	68.259	32,3
V	83.359	46,3

Nota: Considera a niños entre 0 y 5 años

Fuente: Encuesta CASEN 2000

**Tabla A.12****Dependencia administrativa de los Jardines Infantiles por quintil de Ingresos.**

Dependencia	Quintil I	Quintil II	Quintil III	Quintil IV	Quintil V	Total
Municipal	46,2	34,8	29,4	17,7	2,6	<b>27,4</b>
Particular Subvencionada	12,3	16,5	21,9	22,2	7,9	<b>15,6</b>
Particular No Subvencionada	6,2	8,4	22,7	41,4	83,3	<b>30,9</b>
Junji	19,8	27,2	15,4	12,1	2,0	<b>15,7</b>
Integra	13,8	11,0	7,6	3,0	0,7	<b>7,7</b>
Jardín Infantil o Sala Cuna del Trabajo	0,3	1,3	2,0	2,8	3,4	<b>1,9</b>
No Sabe	1,4	1,0	1,0	0,8	0,1	<b>0,9</b>
<b>Total</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>

Fuente: Encuesta CASEN 2000

**Tabla A.13****Matrícula Preescolar entre 0 y 5 años según región.**

Región	Matrícula	%
<b>I</b>	14.626	30,4
<b>II</b>	16.818	30,1
<b>III</b>	7.986	32,0
<b>IV</b>	19.024	32,0
<b>V</b>	43.770	29,4
<b>VI</b>	17.608	23,8
<b>VII</b>	22.436	24,5
<b>VIII</b>	41.635	23,7
<b>IX</b>	20.290	22,8
<b>X</b>	17.899	18,5
<b>XI</b>	3.134	34,7
<b>XII</b>	3.288	28,6
<b>R.M.</b>	181.433	29,4

Fuente: Encuesta CASEN 2000

**Tabla A.14**

**Resultados de la estimación del Modelo Probit para mujeres casadas o convivientes entre 25 y 39 años.**

(Variable dependiente: Tiene o no trabajo remunerado)

<b>VARIABLES</b>	<b>COEFICIENTES</b>
Ingreso del Hogar	-0.015 (0.003)**
Ingreso del Hogar <sup>2</sup>	-0.002 (0.000)**
Edad	-0.003 (0.006)
Edad <sup>2</sup>	0.000 (0.000)**
Dummy Educación Básica	0.109 (0.005)**
Dummy Educación Media	0.331 (0.005)**
Dummy Educación Superior	1.058 (0.005)**
Nº de hijos 5 años o menores	-0.300 (0.002)**
Nº de hijos mayores de 5 años	-0.222 (0.002)**
Dummy si tiene empleada doméstica	0.632 (0.014)**
Dummy si vive en una zona urbana	0.257 (0.005)**
Dummy si vive en la Región Metropolitana	0.300 (0.003)**
Educación preescolar	0.470 (0.016)**
Observaciones	997800

Errores estándar en paréntesis

\* significativo al 5%; \*\* significativo al 1%

Las observaciones son expandidas usando el Censo 2002.

**Tabla A.15**

**Efectos Marginales y elasticidades del Modelo Probit para mujeres casadas o convivientes entre 25 y 39 años.**

(Variable dependiente: Tiene o no trabajo remunerado)

<b>VARIABLES</b>	<b>Efectos Marginales</b>
Ingreso del Hogar	-0,005 (0,000)**
Ingreso del Hogar <sup>2</sup>	-0,001 (0,000)**
Edad	-0,001 (0,002)
Edad <sup>2</sup>	0,000 (0,000)**
Dummy Educación Básica	0,040 (0,002)**
Dummy Educación Media	0,120 (0,002)**
Dummy Educación Superior	0,401 (0,002)**
Nº de hijos 5 años o menores	-0,108 (0,001)**
Nº de hijos mayores de 5 años	-0,080 (0,001)**
Dummy si tiene empleada doméstica	0,245 (0,005)**
Dummy si vive en una zona urbana	0,088 (0,002)**
Dummy si vive en la Región Metropolitana	0,109 (0,001)**
Educación preescolar	0,169 (0,006)**
Observaciones	997800

Errores estándar en paréntesis

\* significativo al 5%; \*\* significativo al 1%

Las observaciones son expandidas usando el Censo 2002.

**Tabla A.16**  
**Resultados de la estimación de la ecuación de selección de la Oferta**  
**Laboral para las mujeres casadas o convivientes entre 25 y 39 años.**  
**Heckman, primera etapa.**

(Variable dependiente: Tiene o no trabajo remunerado )

<b>Variab</b> les	<b>C</b> oeficientes
Ingreso del Hogar	-0,012 (0,002)**
Ingreso del Hogar <sup>2</sup>	-0,002 (0,000)**
Edad	0,005 (0,005)
Edad <sup>2</sup>	0,000 (0,000)*
Dummy Educación Básica	0,132 (0,004)**
Dummy Educación Media	0,357 (0,004)**
Dummy Educación Superior	1,085 (0,004)**
Nº de hijos 5 años o menores	-0,298 (0,002)**
Nº de hijos mayores de 5 años	-0,226 (0,001)**
Dummy si tiene empleada doméstica	0,643 (0,007)**
Dummy si vive en una zona urbana	0,294 (0,005)**
Dummy si vive en la Región Metropolitana	0,314 (0,002)**
Educación preescolar	0,444 (0,012)**
Observaciones	997800

Errores estándar en paréntesis

\* significativo al 5%; \*\* significativo al 1%

Las observaciones son expandidas usando el Censo 2002.

**Tabla A.17**  
**Resultados de la estimación del modelo de Oferta Laboral**  
**de las mujeres casadas o convivientes entre 25 y 39 años.**  
**Heckman, segunda etapa.**

(Variable dependiente: Número de Horas trabajadas al mes)

Variables	MCO	Heckman
Ln Ingreso Hora	-31,147 (0,183)**	-31,162 (0,183)**
Ingreso del Hogar	19,806 (0,254)**	19,862 (0,253)**
Ingreso del Hogar <sup>2</sup>	-1,692 (0,028)**	-1,703 (0,028)**
Edad	0,325 (0,353)	0,342 (0,353)
Edad <sup>2</sup>	-0,004 (0,005)	-0,004 (0,005)
Dummy Educación Básica	4,146 (0,467)**	4,597 (0,467)**
Dummy Educación Media	22,192 (0,439)**	23,324 (0,439)**
Dummy Educación Superior	31,421 (0,470)**	34,312 (0,471)**
Nº de hijos 5 años o menores	-3,077 (0,135)**	-3,833 (0,134)**
Nº de hijos mayores de 5 años	-5,099 (0,116)**	-5,704 (0,115)**
Dummy si tiene empleada doméstica	18,263 (0,437)**	19,483 (0,436)**
Dummy si vive en una zona urbana	15,237 (0,477)**	16,199 (0,478)**
Dummy si vive en la Región Metropolitana	0,810 (0,178)**	1,632 (0,177)**
Educación preescolar		0,080 (0,002)
$\sigma$		0,492 (0,069)
$\lambda$		3,963 (0,100)**
Observaciones	332200	997800

Errores estándar en parentesis

\* significativo al 5%; \*\* significativo al 1%

Las observaciones son expandidas usando el Censo 2002.



**Tabla A.18**  
**Comparación de las Elasticidades del Salario y de Ingreso**  
**de la Oferta de Trabajo Femenina de Diferentes Estudios.**

Estudio	Muestra, procedimiento utilizado	Elasticidad del Salario		Elasticidad del Ingreso Total (mpe)
		No Compensada (E)	Compensada (E*)	
Muchnik, Vial, Strüver y Harbart (1991)	Mujeres entre 14-64 años. Método Tobit. Horas trabajadas al día.	0,90	0,90	-0,0002
Mizala, Romaguera y Henríquez (1999)	Mujeres mayores de 15 años. Método Tobit, corrigen sesgo de selección. Horas trabajadas a la semana.	1,921	1,927	-0,006
Este estudio	Mujeres casadas o convivientes entre 25 y 39 años. Método Heckman, que corrige sesgo de selección. Horas trabajadas al mes.	-0,185	-0,227	0,041

## **APÉNDICE I: Construcción de la Muestra.**

Las variables usadas en las regresiones fueron creadas usando la base de datos de la Encuesta CASEN del año 2000. A continuación se detalla la construcción de cada una de esas variables.

**Ocupada** = variable dummy que toma el valor de 1 si la persona tiene trabajo remunerado.

**Horas Mes** = Número de horas trabajadas en el mes.

**Ln Ingreso Hora** = corresponde al logaritmo del ingreso proveniente del trabajo, dividido por el número de horas trabajadas.

**Ingreso del Hogar** = Corresponde al ingreso total del hogar (ingreso por trabajo más subsidios y más el alquiler imputado) menos el ingreso proveniente del trabajo de la mujer, dividido por 1.000.000.

**Ingreso del Hogar<sup>2</sup>** = Ingreso del Hogar al cuadrado.

**Edad** = Número de años de la persona.

**Edad<sup>2</sup>** = Edad al cuadrado.

**Educación Básica** = Variable dummy que toma el valor de 1 si el individuo tiene educación básica completa y educación media incompleta.

**Educación Media** = Variable dummy que toma el valor de 1 si el individuo tiene educación media completa y educación superior incompleta.

**Educación Superior** = Variable dummy que toma el valor de 1 si el individuo tiene educación superior completa.

**Nº de hijos menores de 5 años** = corresponde al número de hijos de 5 o menos años que viven en el hogar.

**Nº de hijos mayores de 5 años** = corresponde al número de hijos mayores de 5 años que viven en el hogar.

**Empleada doméstica** = variable dummy que toma el valor de 1 si en el hogar trabaja una empleada doméstica puertas adentro.

**Educación Preescolar** = corresponde al número niños entre 0 y 5 años matriculados en jardines y salas cunas en la comuna donde vive la madre, dividido por el número de niños que hay entre 0 y 5 años en esa comuna. Por lo tanto, esta variable toma valores en el intervalo  $[0,1]$ , en que 0 significa que no hay niños matriculados en educación preescolar en la comuna y 1 significa que el 100% de los niños de la comuna entre 0 y 5 años asiste a algún jardín o sala cuna en la comuna.

**Zona Urbana** = variable dummy que toma el valor de 1 si la persona vive en una zona catalogada de urbana.

**Región Metropolitana** = variable dummy que toma el valor de 1 si la persona vive en la región metropolitana.

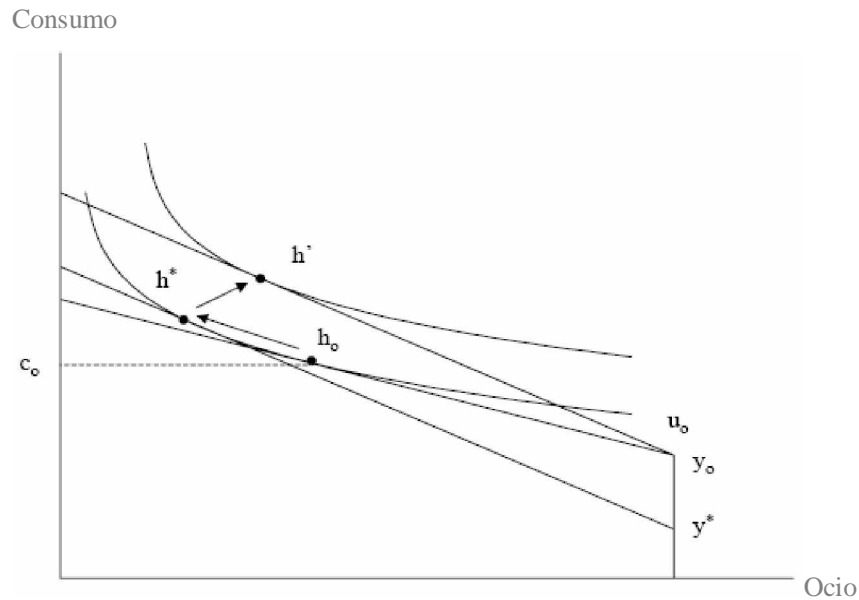
Una vez creadas las variables, se selecciona la muestra final como sigue:

<b>Criterio de Selección de la Muestra</b>	<b>Nº de Observaciones eliminadas</b>
No clasifica como mujer entre 25 y 39 años	223.917
Sin observaciones en Ingreso del Hogar	107
Mujeres que trabajan más de 300 horas al mes	258
Mujeres que trabajan en servicio doméstico puertas adentro, por cuenta propia, empleadoras y en las fuerzas armadas	2.182
Mujeres que no clasifican como casadas o convivientes	7.794
Mujeres con un parentesco distinto al de cónyuge o pareja con el jefe de hogar	2.248

**Muestra Inicial: 252.731 observaciones**

**Muestra Final: 16.225 observaciones**

## APENDICE II: Efecto Ingreso y Efecto Sustitución en la Oferta de Trabajo.



Considere un aumento del salario de  $w_0$  a  $w'$  con  $y=y_0$ . El efecto sustitución aumenta las horas de  $h_0$  a  $h^*$  en la curva de indiferencia  $u_0$ . Por su parte, el efecto ingreso disminuye las horas de  $h_0$  a  $h'$ , pero ¿cuán grande es el efecto ingreso?

Definamos la función de oferta laboral en varios puntos:

$$h = h(w,y) = \text{función de oferta laboral}$$

$$h_0 = h(w_0, y_0)$$

$$h' = h(w', y_0)$$

$$h^* = h(w', y^*)$$

El efecto ingreso viene dado por:

$$\begin{aligned}
\Delta h^{ing} &= h' - h^* \\
&= h(w', y_0) - h(w', y^*) \\
&\approx \frac{\partial h}{\partial y} (y_0 - y^*)
\end{aligned}$$

El último paso corresponde a una aproximación de Taylor de primer orden. Ahora, se necesita saber cuan grande es el cambio equivalente en ingreso ( $y_0 - y^*$ ) que mueve las horas trabajadas de  $h'$  a  $h^*$ . De la restricción presupuestaria,

$$c_0 = y_0 + w_0 h_0$$

Nótese que  $y^*$  deja al individuo con la misma utilidad inicial  $u_0$ . Esto le permite consumir casi la misma canasta de bienes y ocio.

$$c_0 \approx y^* + w' h_0$$

Restando ambas ecuaciones se obtiene el cambio equivalente en el ingreso

$$\begin{aligned}
\Rightarrow y_0 - y^* + w_0 h_0 - w' h_0 &= 0 \\
y_0 - y^* &= (w' - w_0) h_0
\end{aligned}$$

Por lo tanto, se tiene el efecto ingreso en términos de la cantidad de horas vendidas y el cambio en el precio.

$$\begin{aligned}
\Delta h^{ing} &= \frac{\partial h}{\partial y} (w' - w_0) h_0 \\
&= \frac{\partial h}{\partial y} h_0 \Delta w
\end{aligned}$$

Luego, el efecto total en las horas será:

$$\Delta h = \Delta h^s + \frac{\partial h}{\partial y} h_0 \Delta w$$

$$\frac{\Delta h}{\Delta w} = \frac{\Delta h^s}{\Delta w} + \frac{\partial h}{\partial y} h_0$$

donde  $h^s$  a la función de oferta laboral compensada que determina el efecto sustitución. Si usamos notación diferencial, para cambio pequeños se tiene:

$$\frac{\partial h}{\partial w} = \underbrace{\left[ \frac{\partial h}{\partial w} \right]_{U^{cte}}}_{\text{efecto sustitución}} + \underbrace{\frac{\partial h}{\partial y} h_0}_{\text{efecto ingreso}}$$

Finalmente, esto se puede escribir en términos de elasticidades:

$$\frac{\partial h}{\partial w} \frac{w_0}{h_0} = \left[ \frac{\partial h}{\partial w} \right]_{U^{cte}} \frac{w_0}{h_0} + \frac{\partial h}{\partial y} w_0$$

Como  $L = T - h$  se tiene que  $\frac{\partial L}{\partial y} = -\frac{\partial h}{\partial y}$ . Por lo tanto,

$$\frac{\partial h}{\partial w} \frac{w_0}{h_0} = \left[ \frac{\partial h}{\partial w} \right]_{U^{cte}} \frac{w_0}{h_0} - \frac{\partial L}{\partial y} w_0$$

Diferenciando el ingreso total en la restricción presupuestaria en el salario inicial con respecto al ingreso, se tiene:

$$c + w_0 L = w_0 T + y$$

$$\frac{\partial c}{\partial y} + w_0 \frac{\partial L}{\partial y} = 1$$

$$w_0 \frac{\partial L}{\partial y} = 1 - \frac{\partial c}{\partial y}$$

La cantidad  $\partial c / \partial y$  nos dice cuánto cambia el consumo con un peso adicional. De acuerdo a la ecuación de Slutsky, la ecuación para la oferta de trabajo se puede escribir como:

$$\frac{\partial h}{\partial w} \frac{w_0}{h_0} = \left[ \frac{\partial h}{\partial w} \right]_{U_{Cte.}} \frac{w_0}{h_0} - \left( 1 - \frac{\partial c}{\partial y} \right)$$

Si  $\partial c / \partial y = 1$ , es decir, si todo el ingreso extra se gasta en consumo y nada en ocio, entonces el efecto ingreso es cero. Si consumir es un bien normal,  $\partial c / \partial y < 1$ , se tendrá que el efecto ingreso en el número de horas será negativo.



